LE VIEILLISSEMENT DÉMOGRAPHIQUE :

de nombreux enjeux à déchiffrer

Québec

Pour tout renseignement concernant l'ISQ
et les données statistiques dont il dispose,
s'adresser à :
Institut de la statistique du Québec
200, chemin Sainte-Foy
Québec (Québec)
G1R 5T4
Téléphone : 418 691-2401

ou

Téléphone : 1 800 463-4090
(sans frais d'appel au Canada et aux États-Unis)

Site Web : www.stat.gouv.qc.ca

Dépôt légal
Bibliothèque et Archives Canada
Bibliothèque et Archives nationales du Québec
4e trimestre 2012
ISBN 978-2-550-66644-8 (version imprimée)
ISBN 978-2-550-66645-5 (PDF)

© Gouvernement du Québec, Institut de la statistique du Québec, 2012

Toute reproduction autre qu'à des fins de consultation personnelle
est interdite sans l'autorisation du gouvernement du Québec.
www.stat.gouv.qc.ca/droits_auteur.htm.

Décembre 2012

Cette publication a été réalisée sous la direction de Sylvie Rheault, Institut de la statistique du Québec (ISQ) et Jean Poirier, Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales (CIQSS).

Conception graphique : Marie-Eve Cantin
Révision linguistique : Esther Fréve
Mise en page : Marie-Eve Cantin, Claudette D'Anjou et Gabrielle Tardif
Coordination de l'édition : Danielle Laplante

Citation suggérée pour le rapport

RHEAULT, Sylvie et Jean POIRIER (2012). *Le vieillissement démographique : de nombreux enjeux à déchiffrer*, Québec, Institut de la statistique du Québec, 259 pages.

Citation suggérée pour un chapitre

CRESPO, Stéphane (2012). « L'évolution de l'inégalité du revenu des hommes et des femmes entre 55 et 69 ans au Québec : une analyse par cohortes », dans : RHEAULT, Sylvie et Jean POIRIER (2012). *Le vieillissement démographique : de nombreux enjeux à déchiffrer*, Québec, Institut de la statistique du Québec, p. 97-112

Avertissement

Les opinions exprimées dans cette publication sont celles des auteures et auteurs et ne représentent pas nécessairement celles de l'Institut de la statistique du Québec (ISQ) et du Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales (CIQSS).

Pour tout renseignement concernant le contenu de cette publication

Direction des statistiques sociodémographiques
Institut de la statistique du Québec
200 chemin Sainte-Foy, 3e étage,
Québec (Québec) G1R 5T4
Téléphone : 418 691-2406 ou 1 800 463-4090
Télécopieur : 418 643-4129
Courriel : sociodemographie@stat.gouv.qc.ca
Site Web : www.stat.stat.gouv.qc.ca

Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales
3535 chemin Queen-Mary, bureau 420
Montréal (Québec) H3V 1H8
Téléphone : 514 343-2090, poste 5396
Courriel : ciqss@umontreal.ca
Site Web : www.ciqss.umontreal.ca

Pour des données propres au vieillissement démographique, visitez la vitrine :
www.bdso.gouv.qc.ca/docs-ken/flex/ken_tbl_bord_0001/tbl_bord_index.html.

REMERCIEMENTS

L'idée de réunir des chercheurs d'horizons divers qui mettent à profit les données statistiques afin d'éclairer les enjeux du vieillissement démographique revient à Nicole Lemieux de l'Institut de la statistique du Québec (ISQ). Sans hésitation, Danielle Gauvreau a accepté l'invitation faite au Centre interuniversitaire québécois des statistiques sociales (CIQSS) de s'associer à l'ISQ pour l'organisation d'un colloque sur ce thème dans le cadre du Congrès de l'Association francophone pour le savoir (ACFAS) 2012. Le colloque a connu un grand succès comme en témoignent le nombre et la qualité des présentateurs, la forte affluence des participants tout au long des deux journées du colloque ainsi que l'importance de la couverture médiatique.

Compte tenu de cette manifestation d'intérêt, l'ISQ et le CIQSS ont invité les conférenciers et les conférencières à accroître la visibilité de leurs travaux par l'intermédiaire d'une publication. Leur réponse enthousiaste et les efforts consentis pour respecter un échéancier très serré attestent de la pertinence de ce projet de publication.

Nous ne pouvons passer sous silence le soutien apporté par Marie-Gessie Brutus de l'ISQ à l'organisation du colloque ainsi qu'à diverses étapes de la production de cette publication. Nous souhaitons également remercier l'ACFAS pour le soutien logistique dont nous avons bénéficié.

Animer une table ronde regroupant des chercheurs de disciplines variés dont les préoccupations en termes d'accès et d'utilisation des données statistiques peuvent diverger ne constitue pas une mince tâche. Marie-Thérèse Duquette, du Fonds québécois de recherche – société et culture, a relevé ce défi avec brio. Le fruit de ces discussions se retrouve d'ailleurs au dernier chapitre de cette publication.

Le bon déroulement des deux journées du colloque doit beaucoup à la rigueur et à l'animation exemplaire de nos présidents de séances : Paul Berthiaume, Pierre Cauchon et Patrice Gauthier de l'ISQ, Sylvie Belleville de l'Université de Montréal, Sarah Fortin du Réseau canadien des Centres de données de recherche, Michel Lizée de l'Université du Québec à Montréal (UQAM) et Frédéric Lesemann de l'Institut national de la recherche scientifique (INRS). Enfin, nous saluons les chercheurs et les chercheuses qui ont fait de ce colloque un lieu propice aux échanges et au partage de connaissances.

À PROPOS DES AUTEURS

Aurélie Côté-Sergent
Département des sciences économiques, ESG UQAM

Nicholas-James Clavet
Centre interuniversitaire sur le risque, les politiques économiques et l'emploi (CIRPEE)

Luc Cloutier-Villeneuve
Direction de la statistique du travail et de la rémunération, Institut de la statistique du Québec (ISQ)

Francis Cortellino
Centre d'analyse de marché, Société canadienne d'hypothèques et de logement (SCHL)

Stéphane Crespo
Direction des statistiques sociodémographiques, Institut de la statistique du Québec (ISQ)

Ngoc Ha Dao
Chaire de recherche en fiscalité et en finances publiques, Université de Sherbrooke

Yann Décarie
Institut national de la recherche scientifique

Yves Duclos
Département économique, Université Laval et membre du Centre interuniversitaire sur le risque, les politiques économiques et l'emploi (CIRPEE) et du CIRANO

Raquel Fonseca
Département des sciences économiques, ESG UQAM et membre du Centre interuniversitaire sur le risque, les politiques économiques et l'emploi (CIRPEE), du CIRANO et de la RAND Corporation

Bernard Fortin
Département économique, Université Laval et membre du Centre interuniversitaire sur le risque, les politiques économiques et l'emploi (CIRPEE) et du CIRANO

Sarah Fortin
Coordonnatrice-transfert des connaissances, Réseau canadien des centres de données de recherche (RCCDR)

Pierre Fortin
Département des sciences économiques, ESG UQAM et membre du Centre interuniversitaire sur le risque, les politiques économiques et l'emploi (CIRPEE) et de la Chaire de recherche en fiscalité et en finances publiques

Guy Fréchet
Centre d'étude sur la pauvreté et l'exclusion sociale (CEPE), ministère de l'Emploi et de la Solidarité sociale (MESS)

Alexandre Gaudreault
Direction de la statistique du travail et de la rémunération, Institut de la statistique du Québec (ISQ)

Philippe Guèvremont
Bureau de l'actuaire en chef, Régie des rentes du Québec (RRQ)

Michel Grignon
Department of Economics and Department of Health, Aging and Society, Université McMaster et directeur du Centre for Health Economics and Policy analysis

Benoît-Paul Hébert
Ressources humaines et Développement des compétences Canada

Kevin Hugues
Centre d'analyse de marché, Société canadienne d'hypothèques et de logement (SCHL)

Luc Godbout
Département de fiscalité et membre de la Chaire de recherche en fiscalité et en finances publiques

Jean-François Lachance
Direction des statistiques sociodémographiques, Institut de la statistique du Québec (ISQ)

France Lapointe
Direction de la méthodologie et de la qualité, Institut de la statistique du Québec (ISQ)

Karine Latulippe
Direction des statistiques du savoir et Observatoire de la culture et des communications, Institut de la statistique du Québec (ISQ)

Céline Le Bourdais
Département de sociologie, Université McGill et membre du Centre de recherche sur la dynamique des populations

Pierre Lefebvre
Département de sciences économiques, ESG UQAM et membre du Centre interuniversitaire sur le risque, les politiques économiques et l'emploi (CIRPEE)

Jacques Légaré
Département de démographie, Université de Montréal

Steeve Marchand
Centre interuniversitaire sur le risque, les politiques économiques et l'emploi (CIRPEE).

France-Pascale Ménard
Département de sociologie, Université McGill

Philip Merrigan
Département de sciences économiques, ESG UQAM et membre du Centre interuniversitaire sur le risque, les politiques économiques et l'emploi (CIRPEE) et du Groupe d'étude sur l'interdisciplinarité et les représentations sociales (GEIRSO)

Pierre-Carl Michaud
Département des sciences économiques, ESG UQAM et membre du Centre interuniversitaire sur le risque, les politiques économiques et l'emploi (CIRPEE), du CIRANO et de la RAND corporation

Frédéric F. Payeur
Direction des statistiques sociodémographiques, Institut de la statistique du Québec

Jean Poirier
Centre interuniversitaire des statistiques sociales (CIQSS)

Sylvie Rheault
Direction des statistiques sociodémographiques, Institut de la statistique du Québec (ISQ)

Byron G. Spencer
Department of economics, Université McMaster

Jorge Uriate-Landa
Ressources humaines et Développement des compétences Canada

Carole Vincent
Consultante indépendante en études économiques et sociales

Li Wang
Centre for Health Economics and Policy Analysis

TABLE DES MATIÈRES

11 Introduction

L'ÂGE DE LA RETRAITE

15 Les enjeux des changements démographiques au Québec, 2004-2030 : une analyse de microsimulation

31 Influence des antécédents familiaux et professionnels sur l'âge de la retraite

45 L'évolution récente des comportements de retraite au Canada

LA PRÉPARATION FINANCIÈRE À LA RETRAITE

59 Les différences entre les sexes dans la prise de décision en matière d'épargne et d'investissement

69 Conditions économiques et perspectives de retraite des travailleurs âgés au Québec

LES CONDITIONS ÉCONOMIQUES DES AÎNÉS

85 Les revenus à la retraite : des différences entre les Québécoises et les Québécois

97 L'évolution de l'inégalité du revenu des hommes et des femmes entre 55 et 69 ans au Québec : une analyse par cohortes

113 Un portrait équivoque : la pauvreté chez les personnes âgées au Québec

LES RÉSEAUX SOCIAUX ET D'ENTRAIDE

131 Impact de la diversification des trajectoires familiales sur les échanges intergénérationnels

147 Les mutations démographiques de la famille et leurs répercussions sur l'entourage des personnes âgées au Canada

157 Pour la majorité des aînés vivant à domicile : des réseaux sociaux encore très actifs

LES DÉPENSES DE SANTÉ DE DEMAIN

175 Les dépenses de fin de vie sont-elles déterminantes dans la projection des dépenses de santé?

193 Les dépenses de santé, la santé et la longévité

207 L'âge du patient influence-t-il le choix du traitement d'un infarctus du myocarde aigu?

LE MARCHÉ DE L'HABITATION ET LA MIGRATION DES AÎNÉS

225 Vieillissement de la population au Québec : se dirige-t-on vers un surplus de propriétés existantes à vendre?

235 Le profil migratoire des aînés sur le territoire québécois au cours de la période 2006-2011

TABLE RONDE : QUELLES DONNÉES POUR DÉCHIFFRER LE VIEILLISSEMENT DÉMOGRAPHIQUE?

255 Déchiffrer le vieillissement et ses impacts : les défis touchant la production et l'utilisation des données

INTRODUCTION

Sylvie Rheault, Institut de la statistique du Québec
Jean Poirier, Centre interuniversitaire québécois des statistiques sociales

Le vieillissement démographique et ses conséquences sur la vie sociale et économique posent de grands défis à la société québécoise, autant pour les individus et leurs proches que pour l'ensemble de la collectivité. En réunissant des spécialistes provenant d'horizons disciplinaires variés, tant du milieu académique que des ministères et organismes gouvernementaux, le colloque *Le vieillissement démographique : de nombreux enjeux à déchiffrer* a permis de jeter un éclairage intéressant sur plusieurs facettes de ce phénomène. Le contenu du présent ouvrage en fait foi.

Cet ouvrage couvre un large éventail de sujets regroupés en six grandes sections. La première aborde les enjeux reliés à l'âge de la retraite ainsi qu'aux impacts des changements démographiques sur la structure socioéconomique du Québec. Un chapitre examine plus en détail les comportements des personnes retraitées, les projets de celles qui travaillent et qui sont à l'aube de la retraite ainsi que les choix des personnes qui sont revenues en emploi après avoir pris initialement leur retraite. On y apprend que le phénomène d'une présence prolongée sur le marché du travail et celui du retour sur le marché du travail après une première retraite sont susceptibles de prendre de l'importance dans les prochaines années. Un deuxième texte montre, par ailleurs, qu'en prenant en compte le vieillissement de la population, l'amélioration de l'espérance de vie, l'augmentation de la proportion d'immigrants dans la population et l'augmentation du niveau de scolarité, les revenus de travail en termes réels devraient augmenter au Québec entre 2004 et 2030. Ces résultats sont obtenus en maintenant constante la productivité du travail pour une scolarité donnée. Tout comme la recherche précédente, les auteurs prévoient des retraites plus tardives mais, en corollaire une entrée plus tardive des jeunes sur le marché du travail en raison de la prolongation des études. La troisième contribution de cette première section met en lumière, par ailleurs, les liens entre les caractéristiques familiales et professionnelles et la prise de la retraite des personnes âgées de 50 à 65 ans. On y apprend notamment que le fait d'avoir des enfants réduit la probabilité de prendre sa retraite à ces âges, tant chez les femmes que chez les hommes, mais que les ruptures conjugales influencent peu leurs décisions. Une entrée tardive sur le marché du travail réduit la probabilité de prendre sa retraite au cours de cette période, alors que des problèmes de santé l'augmentent.

Les questions relatives à la planification financière de la retraite font l'objet de la deuxième partie de cet ouvrage. La préparation financière joue un rôle important dans la constitution d'un revenu après le retrait de la vie active. Un des chapitres de cette section démontre que l'éducation financière doit cependant occuper une place de choix dans l'éventail des mesures à mettre en place pour favoriser la prise de bonnes décisions en matière d'épargne et d'investissement. Cette suggestion découle des résultats qui montrent que les choix réalisés ne sont pas optimaux, et tout particulièrement chez les femmes. Comme nous l'apprend une deuxième étude sur ce thème, parmi les personnes de 50 ans et plus en emploi, les femmes, les personnes qui sont moins scolarisées, ainsi que celles travaillant dans le secteur privé dépendront davantage des programmes publics pour survenir à leurs besoins. De plus, leurs revenus anticipés seront en moyenne moins élevés.

Les conditions économiques des aînés sont traitées sous l'angle du revenu, de l'inégalité du revenu et de la pauvreté dans la troisième section de ce recueil. À partir des données concernant le faible revenu des personnes aînées, un premier texte nous enseigne que leur situation s'est améliorée entre 1976 et 2010. Les femmes accusent cependant un certain retard, leurs taux de faible revenu demeurant supérieurs à ceux des hommes. Une autre contribution montre, par ailleurs, qu'à revenus équivalents à ceux des hommes, certains indices laissent entrevoir que les femmes pourront améliorer leur situation relative à la retraite. Cette situation découle du fait qu'elles sont proportionnellement plus nombreuses à contribuer à des fonds privés ou publics dont les rendements sont davantage assurés. Par contre, en raison de leur espérance de vie plus élevée, elles sont plus à risque d'épuiser leur capital avant leur décès, augmentant les risques d'appauvrissement au fur et à mesure qu'elles avancent en âge. Enfin, le troisième chapitre démontre que l'inégalité

du revenu diminue entre 60 et 64 ans et 65 et 69 ans, et plus particulièrement chez les femmes. Si l'inégalité du revenu diminue, ce n'est pas tant que les transferts gouvernementaux prennent de l'importance dans le revenu disponible, mais que les gains en perdent.

La quatrième partie de la publication aborde la question des réseaux sociaux et d'entraide. Deux textes tirent profit des données de l'*Enquête sociale générale* de Statistique Canada de 2007 portant sur la famille, le soutien social et la retraite. Dans le premier, on voit que les personnes aînées vivant en domicile privé au Québec sont relativement bien entourées par leurs familles et amis. Toutefois, les données illustrent les plus hauts risques d'isolement et la plus faible satisfaction par rapport à la vie sociale parmi les personnes de 75 ans et plus. Un second texte examine plus à fond l'impact des transformations familiales sur les liens intergénérationnels et sur l'aide fournie aux personnes âgées au Canada. Les résultats montrent que la fréquence des contacts avec les enfants est plus élevée chez les parents qui ont connu un parcours familial plus traditionnel, et que cet effet est plus souvent marqué chez les hommes que chez les femmes. Mais cette relation ne se vérifie pas en ce qui concerne l'aide informelle. À partir d'un modèle de microsimulation, la troisième contribution de cette section examine l'impact des mutations démographiques de la famille et leurs répercussions sur l'entourage des personnes âgées au Canada. Les résultats montrent que l'accroissement des personnes âgées s'accompagne généralement d'un environnement familial favorable pour l'entraide, mais que les *baby-boomers* feront augmenter le nombre d'individus sans enfants survivants et plus généralement sans famille.

Les questions relatives à la croissance des dépenses de santé dans le contexte du vieillissement de la population font l'objet de la cinquième section de l'ouvrage. Une première contribution rappelle, sur la base de la littérature économique, que le progrès technologique serait responsable d'une grande part des augmentations. Les facteurs traditionnels comme la disponibilité d'une assurance, la richesse de la collectivité et le vieillissement de la population joueraient un rôle moins important. Quant à l'avenir, rien n'est plus incertain puisque l'évolution dépend, d'une part, des améliorations à l'égard de l'espérance de vie et, d'autre part, des progrès technologiques. Pour les auteurs, il serait donc important d'allouer plus de ressources à l'évaluation des nouvelles pratiques médicales si l'on veut mieux contrôler l'évolution des dépenses. Un deuxième texte traite de l'impact sur les dépenses de santé de l'interaction entre les dépenses de fin de vie et la baisse tendancielle des taux de mortalité par âge et par sexe. Selon le modèle de projection, la prise en compte de cette interaction fait diminuer le taux de croissance annuel moyen des dépenses à long terme de moins de 0,24 point de pourcentage. En somme, que l'on tienne compte ou non de ces interactions, les dépenses de santé augmenteront fortement dans les prochaines décennies. Le troisième texte de cette section aborde la relation entre l'âge du patient et le choix d'un traitement dans le cas d'un infarctus du myocarde. Les résultats semblent indiquer que les patients plus âgés seraient plus susceptibles que les plus jeunes de recevoir seulement des traitements thérapeutiques, donc moins susceptibles de recevoir des traitements plus invasifs.

Les enjeux reliés au marché de l'habitation et à la migration infraprovinciale des personnes aînées sont explorés dans la sixième partie de cette publication. Un texte portant sur le marché de l'habitation indique que les changements démographiques engendreront d'importantes transformations au cours des prochaines années et que le nombre d'acheteurs sera toujours supérieur au nombre de vendeurs d'ici 2030 au Québec. Quant au profil migratoire des aînés sur le territoire québécois au cours de la période de 2006 à 2011, le chapitre qui en traite nous apprend que, comme pour les jeunes, la migration de proximité reste prépondérante chez les aînés. Les personnes âgées de 55 à 64 ans se démarquent surtout par une migration à destination des régions de villégiature, tandis que celles âgées de 65 à 74 ans sont peu mobiles. Les aînés de 75 ans et plus affichent un regain de mobilité, mais essentiellement vers les destinations les plus proches.

Enfin, un colloque dont l'objectif consiste à déchiffrer le vieillissement démographique et anticiper son impact social et économique ne pouvait passer sous silence les enjeux associés aux données statistiques. Des experts ont ainsi été conviés à partager leurs réflexions sur les acquis, les limites de notre système d'information ainsi que sur les stratégies à développer pour l'étude du vieillissement. Les discussions entourant la disponibilité des données pour déchiffrer le vieillissement démographique ont fait ressortir l'importance de l'accès aux données, tant celles des fichiers administratifs que celles d'enquêtes longitudinales. L'importance des enjeux liés à la qualité et à la pérennité de telles données a également été soulignée. La synthèse de cette table ronde riche en enseignement clôt cette publication.

L'ÂGE DE LA RETRAITE

15 Les enjeux des changements démographiques au Québec, 2004-2030 : une analyse de microsimulation

31 Influence des antécédents familiaux et professionnels sur l'âge de la retraite

45 L'évolution récente des comportements de retraite au Canada

LES ENJEUX DES CHANGEMENTS DÉMOGRAPHIQUES AU QUÉBEC, 2004-2030 : UNE ANALYSE DE MICROSIMULATION

Nicholas-James Clavet, CIRPEE
Jean-Yves Duclos, Université Laval
Bernard Fortin, Université Laval
Steeve Marchand, CIRPEE

Ce rapport présente les résultats préliminaires d'une première version du modèle de microsimulation dynamique du projet de recherche SIMUL (voir www.simul.ca), portant sur l'évolution de divers indicateurs sociaux et de mesures de niveaux de vie pour la période 2004-2030. Cette évolution est largement tributaire des changements démographiques en cours et à prévoir, tels le vieillissement de la population, l'augmentation de l'espérance de vie, l'augmentation de la proportion d'immigrants dans la population et l'augmentation prévisible du niveau de scolarité. En prenant compte de l'ensemble de ces facteurs, les prévisions de SIMUL montrent entre autres que les revenus de travail en termes réels des individus devraient augmenter significativement entre 2004 et 2030, même dans un scénario où la productivité du capital humain est maintenue fixe pour un niveau de scolarité donné. La prolongation de la durée des études limitera par ailleurs la participation au marché du travail des plus jeunes (16-24 ans), mais fera augmenter celle des personnes en âge de prendre leur retraite (50 ans et plus). Une part importante des changements dans les indicateurs socioéconomiques est ainsi expliquée par l'augmentation du niveau de scolarité des individus.

Ce rapport présente les résultats préliminaires d'une première version du modèle de microsimulation dynamique du projet de recherche SIMUL (voir www.simul.ca). Ces résultats tracent l'évolution de divers indicateurs sociaux et de mesures de niveaux de vie au Québec pour la période 2004-2030. Cela inclut des estimés de l'évolution des revenus à travers les vingt prochaines années. Le modèle permet aussi de saisir l'importance des facteurs qui influenceront l'évolution future des revenus et des indicateurs sociaux; il permet par exemple de quantifier l'effet du vieillissement sur la structure socioéconomique du Québec. Le modèle utilisé permet de plus de simuler en quoi cette évolution serait modifiée par des changements de la structure sociodémographique de la population ou par des chocs éventuels dans les conditions du marché du travail, tels une variation dans les niveaux de migration, des chocs de productivité, ou une variation dans les taux de natalité ou dans l'intensité des processus de vieillissement de la population.

Le modèle de microsimulation que nous utilisons aux fins des simulations a été développé au département d'économique de l'Université Laval par les auteurs du présent rapport. Ce modèle repose sur un large échantillon représentatif d'individus et de ménages provenant de la Base de données de simulation de politique sociale (BDSPS). Cette base de données est spécialement conçue pour effectuer des simulations de type « comptables » de l'effet des régimes fiscaux au Canada sur les revenus des particuliers. La BDSPS est une combinaison de quatre sources de données: l'*Enquête sur la dynamique du travail et du revenu* (EDTR) de Statistique Canada, un échantillon de données tirées des déclarations d'impôt des particuliers (connu sous le nom de Livre vert) de l'Agence de revenu du Canada, des données historiques de demandes de prestations d'assurance-emploi et, finalement, l'*Enquête sur les dépenses des ménages* (EDM) de Statistique Canada. Le modèle est à la fois dynamique (en temps discret) et stochastique. Les variables endogènes prédites se fondent en grande partie sur des probabilités de transition qui dépendent elles-mêmes de variables endogènes prédéterminées (passées) et de variables exogènes. Il s'agit (pour le moment) essentiellement d'un modèle en forme réduite et non d'un modèle structurel fondé sur la modélisation de comportements d'optimisation des individus et des ménages. Les implications et les limites de ce type de modélisation sont discutées en conclusion.

Les fondements empiriques du modèle reposent largement sur l'usage d'enquêtes rétrospectives (*Enquête sociale générale* (ESG), 2001) et longitudinales (*Enquête sur la dynamique du travail et du revenu* (EDTR), 1993 à 2008) sur les transitions des ménages de manière à estimer les paramètres de projection de la population québécoise. Des données prospectives sur la composition future de la population (p. ex.: prévisions démographiques de l'Institut de la statistique du Québec (ISQ)) sont également employées dans le but d'harmoniser les cohortes avec les prévisions officielles. Une méthodologie propre aux modèles discrets de microsimulation est utilisée pour obtenir des prévisions sur la population québécoise (Cassells et autres, 2006; Zaidi et Rake, 2001; Morrison et Dussault, 2000). Les phénomènes démographiques et économiques principaux (mortalité, immigration, émigration, formation et dissolution des familles, départ du foyer familial, scolarité, revenu d'emploi, participation au marché du travail et épargne) sont modélisés de manière séquentielle à l'intérieur d'une période (une année). Des techniques telles que les régressions linéaires, les régressions logistiques et l'imputation stochastique sont employées pour déterminer le moment d'arrivée d'un événement.

Le modèle comprend aussi certains éléments de type macroéconomique qui permettent de simuler de manière prospective l'évolution différentielle des revenus selon différentes hypothèses sur la croissance de la productivité et des salaires moyens, sur les changements sociodémographiques, sur les taux d'emploi par groupe âge-sexe, sur l'immigration nette, le taux de rendement des actifs, pour n'en nommer que quelques-unes.

La plupart des modèles utilisés à des fins de prévisions reposent sur des macrosimulations. Ces modèles prédisent, à partir des tendances observées dans le passé, l'évolution de mesures agrégées, comme le PIB, l'espérance de vie moyenne, les impôts totaux, etc. Ils tentent ainsi d'établir des tendances agrégées au sein d'une population.

L'analyse unique de prévisions agrégées ignore cependant l'étude d'un certain nombre de questions importantes, en particulier celles reliées à la répartition des impacts des changements démographiques sur la population et les revenus ainsi que celles reliées aux finances publiques. Les modèles de microsimulation dynamiques permettent au contraire de modéliser les distributions futures complètes de variables socioéconomiques d'intérêt et de les séparer en autant de classes désirées (comme les retraités et les non-retraités, les hommes et les femmes, les personnes en couple et les célibataires). Ces calculs sont essentiels pour étudier des phénomènes tels que la pauvreté et l'inégalité, ces dimensions du bien-être ne pouvant être captées par des informations portant uniquement sur les caractéristiques moyennes des individus. Ils permettent aussi de prévoir correctement les recettes fiscales provenant de l'impôt sur le revenu ou d'autres formes d'impôt ou de transfert, ces éléments variant fortement selon l'ensemble de la distribution de revenus. Les modèles de microsimulation dynamiques peuvent aussi servir à évaluer comment des changements de politiques peuvent influencer les répartitions de revenus et affecter les finances publiques (comme la taille et la distribution des recettes fiscales ainsi que la viabilité des régimes de pension publics).

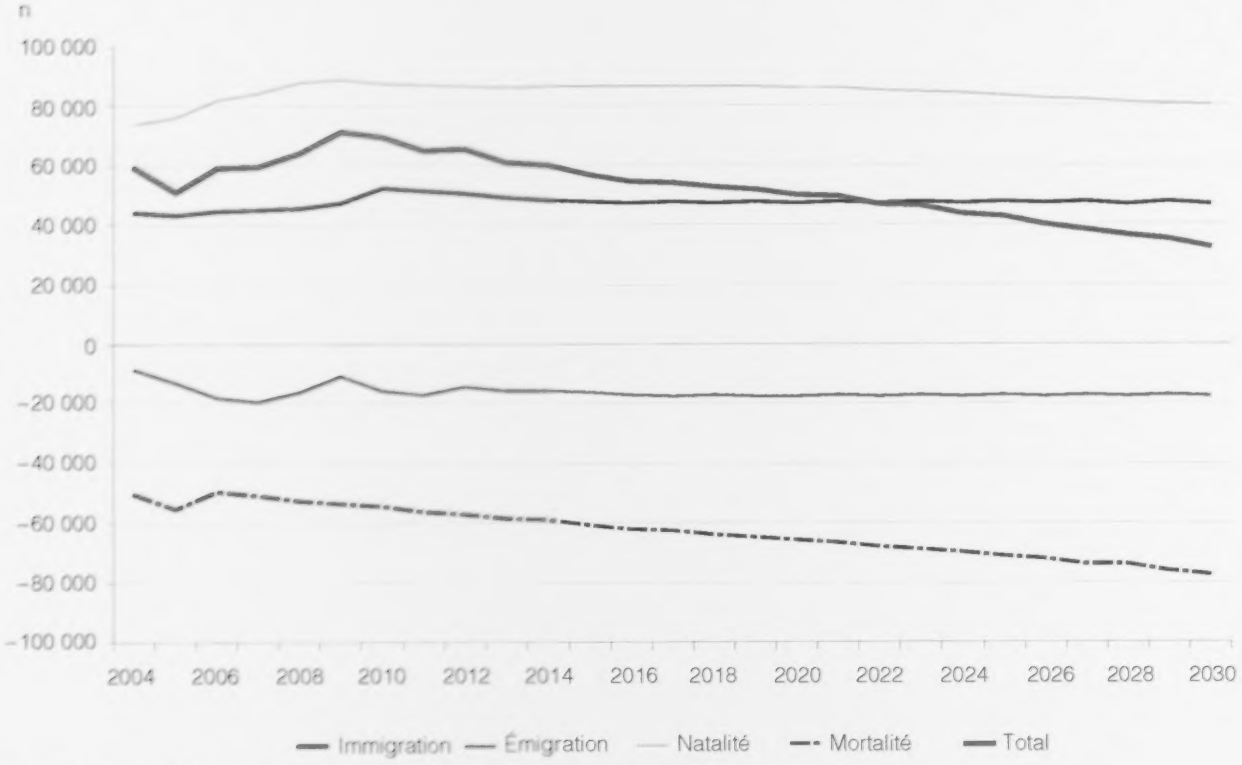
Cette première version du modèle est en mesure d'effectuer des prévisions sur plusieurs variables. Le modèle présente ainsi les contributions de la natalité, la mortalité, l'immigration et l'émigration à la croissance à prévoir de la population jusqu'en 2030. On prévoit que le nombre de décès rattrapera en 2030 le nombre de naissances, la croissance totale de la population demeurant toutefois positive due à l'immigration. La population du Québec devrait ainsi atteindre 9 millions d'habitants en 2030. On voit aussi comment l'immigration affectera la distribution de l'âge, de l'éducation et des revenus dans la population. La majorité des immigrants arrivent au Québec avant 40 ans, ce qui contribue à faire augmenter le nombre de travailleurs par rapport au nombre de retraités.

On prévoit également que l'augmentation continue du niveau d'éducation des individus dans le temps augmentera significativement leur niveau de vie, même si la productivité par niveau de scolarité est maintenue fixe (en supposant par exemple un rapport capital humain/capital physique constant, ainsi qu'une technologie constante). C'est ainsi que l'on prévoit que, de 2010 à 2030, le revenu de travail moyen (incluant les revenus nuls) passera de 34 492 $ à 39 110 $ en dollars constant de 2004, soit une augmentation d'environ 13 %. Les prévisions suggèrent aussi que les individus dans la cinquantaine, qui deviendront de plus en plus éduqués, auront un taux de participation de plus en plus élevé. L'éducation aura cependant comme effet de diminuer le taux d'emploi des jeunes adultes, car ils prolongeront la durée de leurs études.

PRÉVISIONS DU MODÈLE

Cette section présente les prévisions du modèle pour diverses variables démographiques et économiques. La figure 1 montre d'abord les variations de population prévues jusqu'à 2030. Les variations positives proviennent

Figure 1 Variations de population, Québec, 2004 à 2030



Sources : Statistique Canada, Base de données de simulation de politique sociale.
Institut de la statistique du Québec (2009).

Compilation par les auteurs.

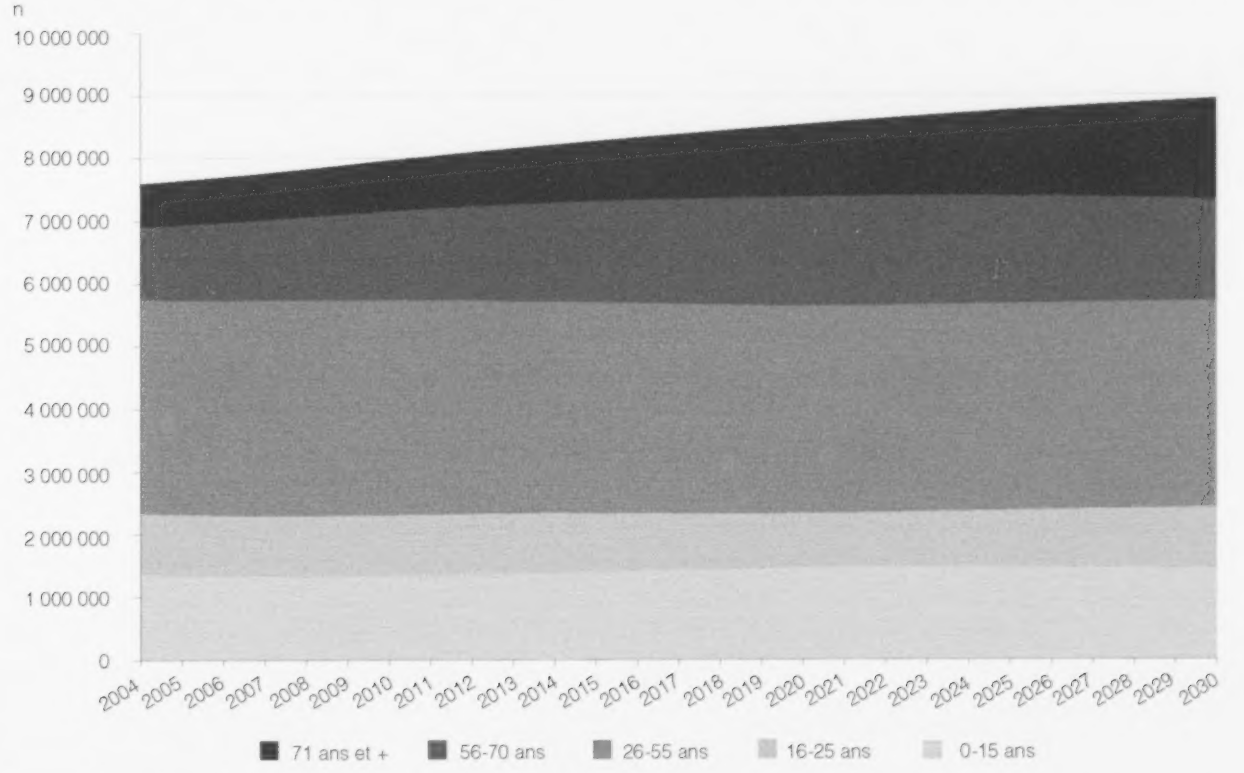
de la natalité et de l'immigration (internationale) et les variations négatives proviennent de la mortalité et de l'émigration (internationale + interprovinciale nette). Notons que le nombre total d'individus affectés par chacun de ces quatre événements est calibré sur des prévisions exogènes au modèle et provenant de l'ISQ. Il est donc naturel que les prévisions du modèle correspondent de très près à celles de l'ISQ.

Le premier élément d'intérêt est la comparaison entre la natalité et la mortalité. Le nombre annuel prévu de nouveau-nés diminue légèrement de 2010 à 2030, alors que le nombre annuel prévu de décès augmente fortement sur la même période. On prévoit ainsi que le nombre de décès rattrapera le nombre de naissances autour de 2030. L'immigration, qui continuera de surpasser largement l'émigration, viendra contrebalancer cette tendance. En additionnant toutes ces variations, on constate que la croissance totale de la population demeurera positive, mais diminuera continuellement avec le temps.

La figure 2 illustre comment évoluera la population par tranche d'âge. Les classes d'âge sont construites de façon à séparer très sommairement les individus qui en sont à différentes étapes dans leur vie : les enfants de 0 à 15 ans, les individus de 16 à 25 ans en âge d'étudier ou de commencer à travailler, ceux de 26 à 55 ans principalement en âge de travailler, les individus de 56 à 70 ans qui doivent décider s'ils prennent leur retraite et ceux de 71 ans et plus qui sont presque tous retraités.

La figure 2 illustre clairement la situation. La croissance de la population de 2010 à 2030 proviendra presque exclusivement de la croissance de la population en âge

Figure 2 Population par classes d'âge, Québec, 2004 à 2030



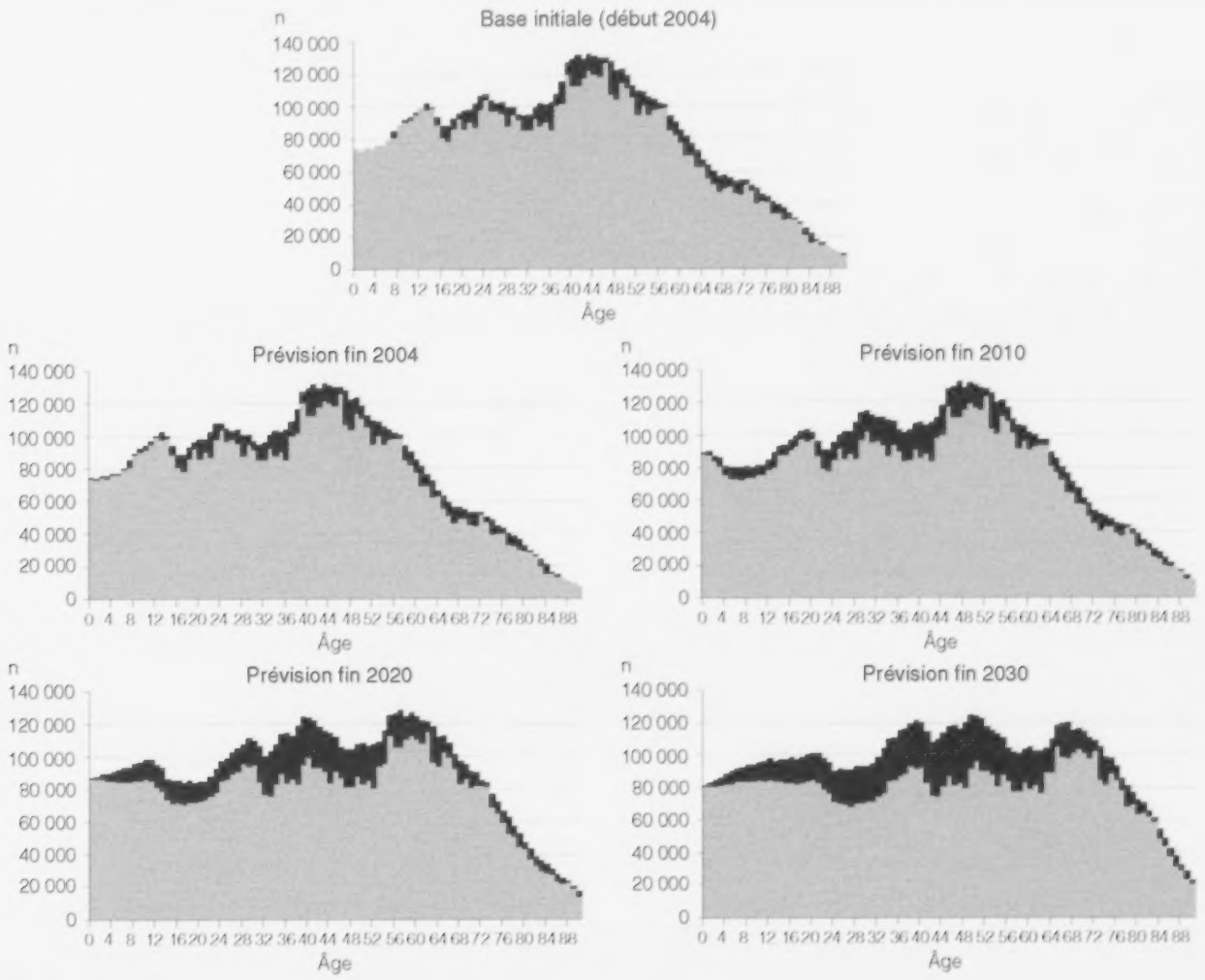
Sources : Statistique Canada, Base de données de simulation de politique sociale.
Institut de la statistique du Québec (2009).

Compilation par les auteurs.

de retraite: la taille de la population dans les autres classes d'âge demeurera plutôt stable. En termes de distribution d'âge, la population non retraitée du Québec en 2030 sera très semblable à celle observée aujourd'hui, alors que les retraités seront considérablement plus nombreux.

Il est intéressant de s'attarder plus en détail aux effets de l'immigration, car ceux-ci peuvent contrebalancer les difficultés liées au vieillissement de la population en contribuant à réduire l'âge moyen de la population. Rappelons que, dans notre modèle, un immigrant est défini comme étant un individu qui a immigré au Québec en provenance de l'extérieur du Canada; les immigrants interprovinciaux ne sont pas considérés comme immigrants, car ils font partie de l'émigration interprovinciale nette (émigration-immigration). De plus, quand une immigrante donne naissance à un enfant au Québec, ce dernier n'est pas considéré comme un immigrant, ce qui peut avoir comme effet de sous-estimer l'apport de l'immigration à la croissance de la population.

Figure 3 Immigrants et non-immigrants par âge, Québec, 2004 à 2030



Sources : Statistique Canada, Base de données de simulation de politique sociale. Institut de la statistique du Québec (2009).

Compilation par les auteurs.

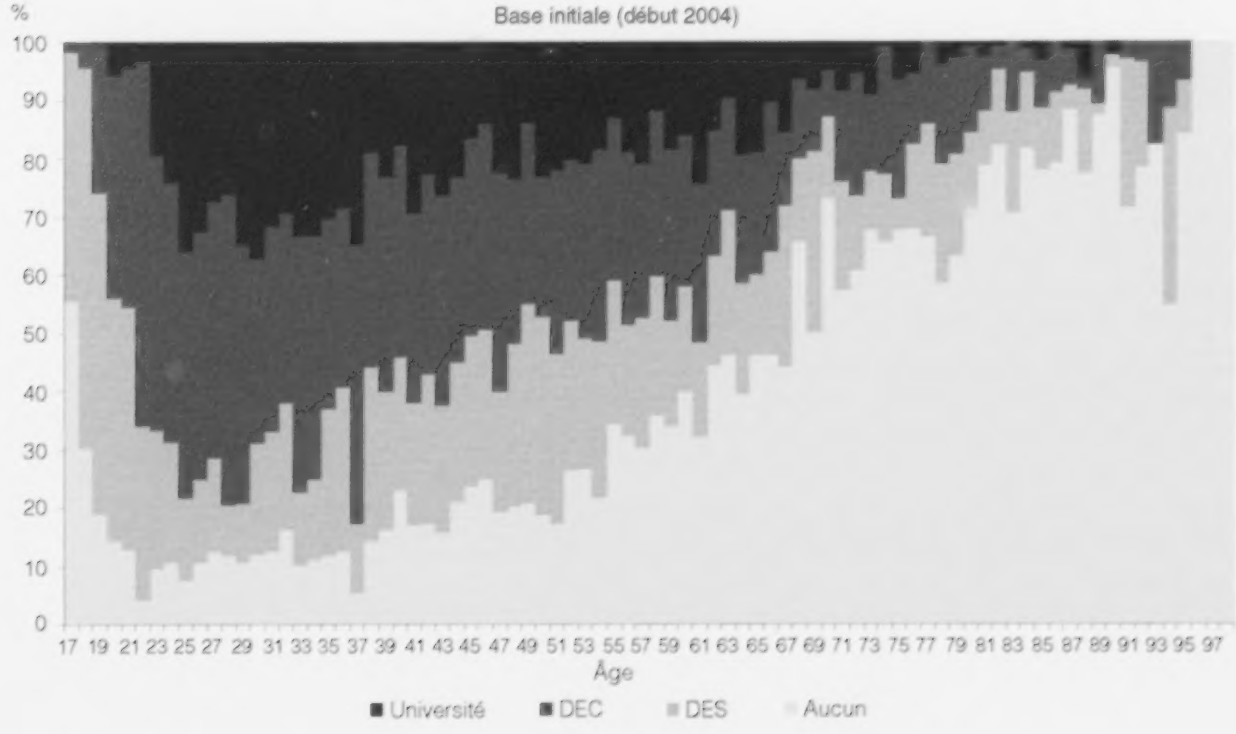
La figure 3 illustre l'effet de l'immigration en séparant les populations immigrante et non immigrante par âge selon les prévisions du modèle. La distribution de 2004 montre un effet du vieillissement de la population : le nombre de jeunes en âge de travailler deviendra bientôt inférieur au nombre d'individus en âge de prendre leur retraite. Les prévisions pour les années suivantes montrent dans quelle mesure l'immigration contrebalancera en partie le phénomène en augmentant le rapport entre la population en âge de travailler et celle à la retraite.

Un autre module important du modèle est la scolarité. La qualité de la modélisation effectuée par ce module est primordiale, car la scolarité influence fortement la participation au marché du travail et les revenus de travail futurs, qui à leur tour influencent l'épargne et les revenus de retraite. Aussi importe-t-il de vérifier la cohérence des résultats obtenus par ce module, entre autres car la diplomation totale et la décision de quitter les études ne sont pas calibrées sur des prévisions exogènes au modèle. Les résultats sont générés uniquement par les probabilités estimées par le modèle Logit décrit plus haut.

La figure 4 présente les proportions de diplômés par âge dans la base initiale. On distingue entre le diplôme d'études universitaires (Université), le diplôme d'études collégiales (DEC), le diplôme d'études secondaires (DES) et l'absence de diplôme (Aucun).

La figure 4 montre les proportions de diplômés observées pour chaque diplôme par âge dans notre base initiale. On constate la prévalence plus importante de niveaux d'éducation élevés pour les cohortes plus jeunes (du moins, après 20 ans). L'effet est important, et il y a lieu

Figure 4 Proportion des diplômes par âge, Québec, 2004 à 2030



Source : Statistique Canada, Base de données de simulation de politique sociale.
Compilation par les auteurs.

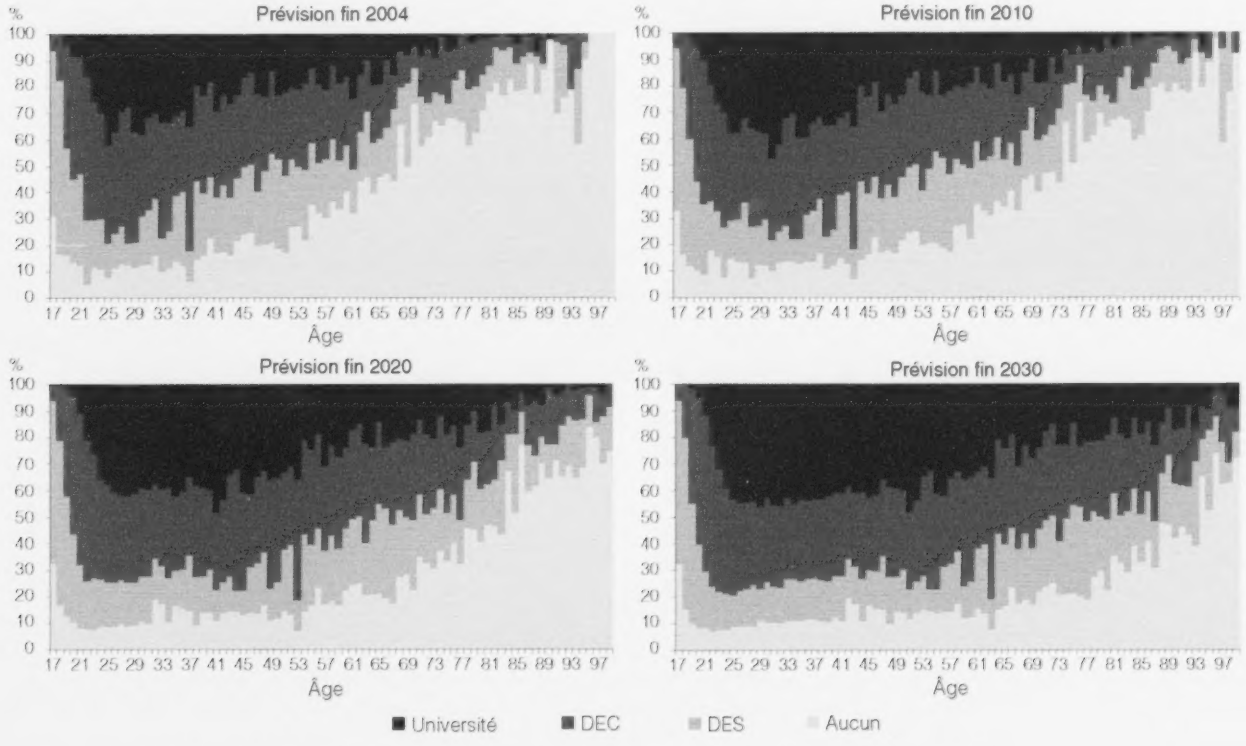
de se demander si cette tendance se poursuivra pour les nouvelles cohortes. Nous incluons des effets de cohortes dans le modèle du choix de quitter les études. Ceux-ci sont calculés seulement sur la base des observations des individus qui ont terminé leurs études dans les 30 années précédant les enquêtes utilisées (ESG, 2001). Nous prolongeons ainsi la légère tendance à la hausse observée dans le niveau de scolarité des dernières années, ce que montrent les prévisions pour les périodes futures (figure 5).

Un module primordial du modèle est celui de l'emploi. La figure 6 présente les proportions de travailleurs par âge. Les différences entre les années sont présentes, mais peu perceptibles; pour plus de clarté, elles sont présentées à la figure 7 (par rapport à 2004). L'évolution de 2004 à 2030 montre deux tendances.

Premièrement, les individus dans la vingtaine travaillent de moins en moins, ce qui vient en grande partie de la tendance des jeunes à étudier plus longtemps. Deuxièmement, les individus dans la quarantaine et la cinquantaine travaillent davantage. Ceci provient encore une fois de l'éducation : cette tranche d'âge sera passablement plus éduquée en 2030 qu'en 2004 (voir la figure 5), ce qui influencera l'emploi. On voit cependant qu'une fois l'âge de la retraite atteint, ces individus n'auront pas tendance à prolonger leur carrière davantage.

Le module du marché du travail modélise également les revenus de travail. La figure 8 présente les revenus de travail moyens par âge dans la base initiale, pour la première prévision, ainsi que les différences de revenus moyens par rapport aux prévisions de 2004. On voit

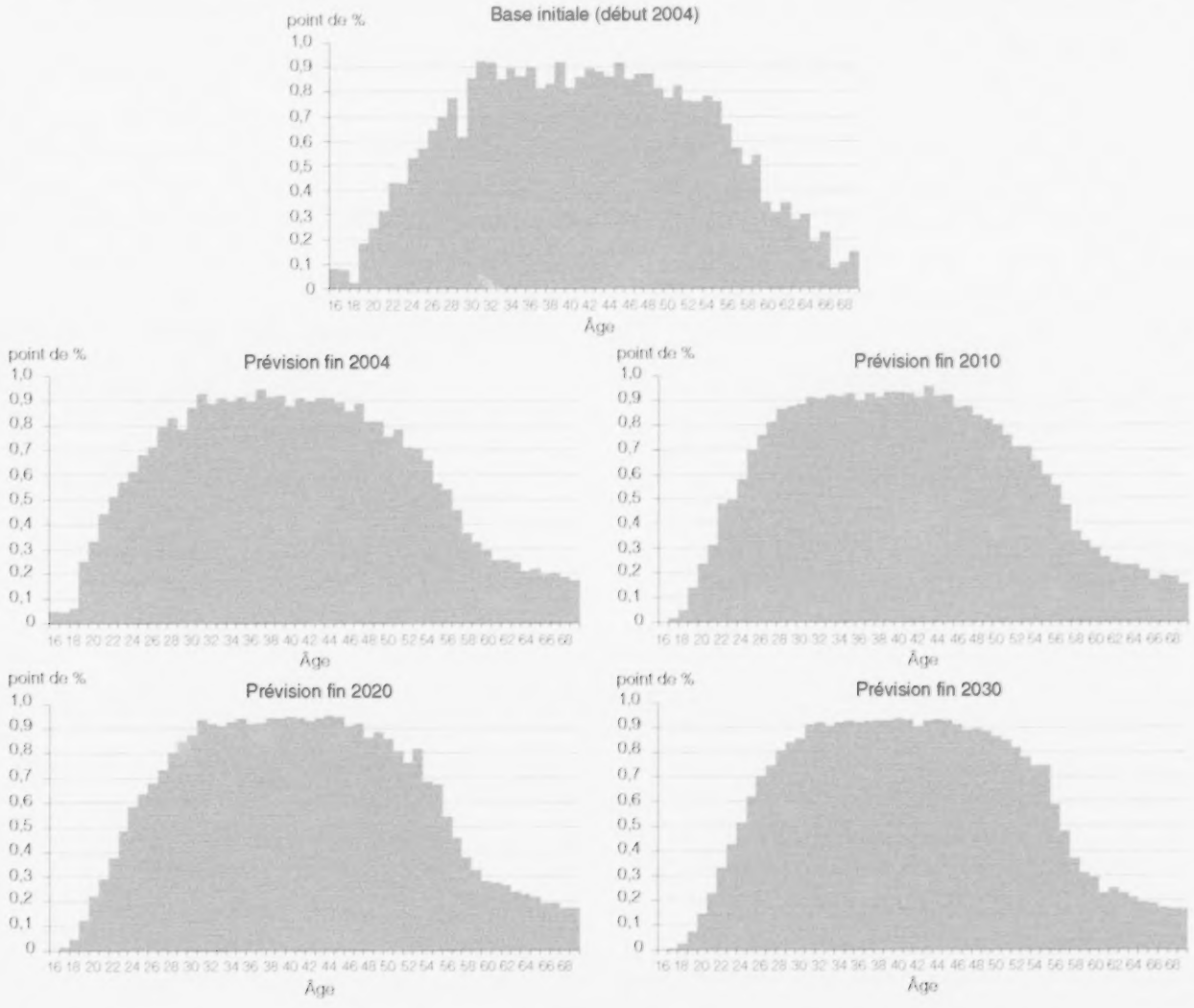
Figure 5 Proportion des diplômes par âge, Québec, 2004 à 2030



Sources : Statistique Canada, Base de données de simulation de politique sociale et *Enquête sociale générale*, 2001.
Institut de la statistique du Québec (2009).

Compilation par les auteurs.

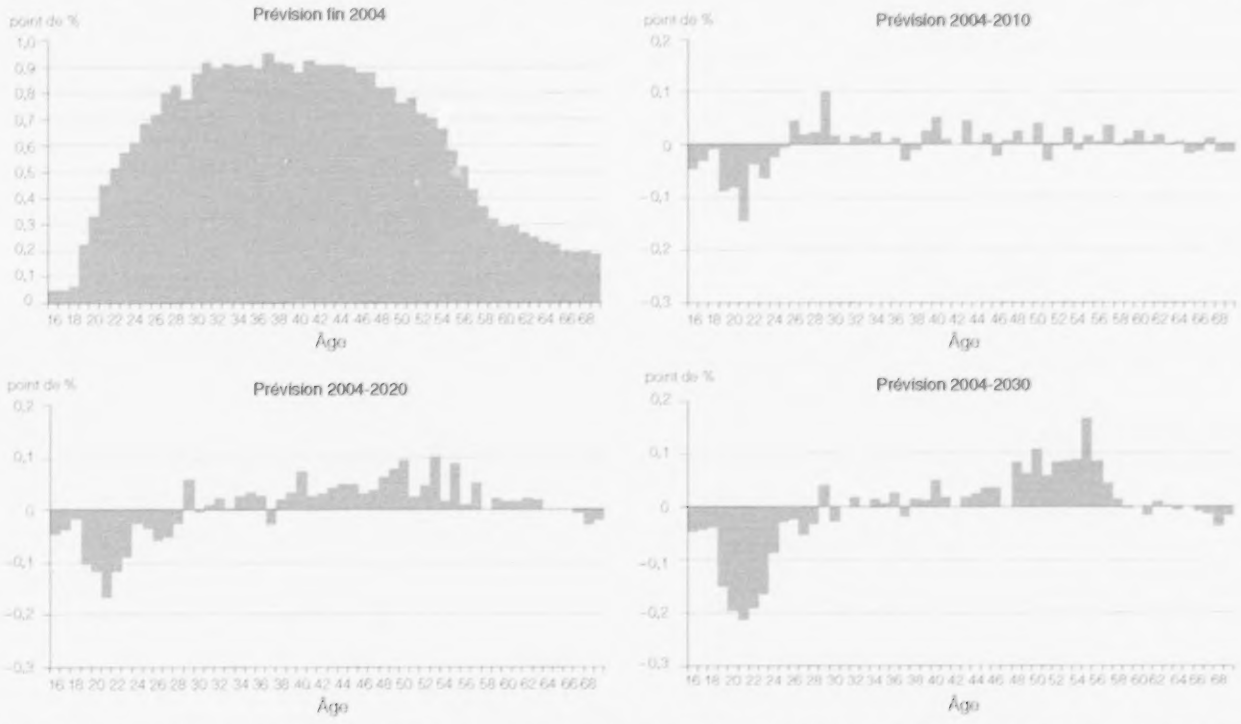
Figure 6 Taux d'emploi par âge, Québec, 2004 à 2030



Sources : Statistique Canada, Base de données de simulation de politique sociale, *Enquête sociale générale*, 2001 et *Enquête sur la dynamique du travail et du revenu* de 1993 à 2008.
Institut de la statistique du Québec (2009).

Compilation par les auteurs.

Figure 7 Taux d'emploi par âge et différences par rapport à 2004, Québec, 2004 à 2030



Sources : Statistique Canada, Base de données de simulation de politique sociale, *Enquête sociale générale*, 2001 et *Enquête sur la dynamique du travail et du revenu* de 1993 à 2008.
Institut de la statistique du Québec (2009).

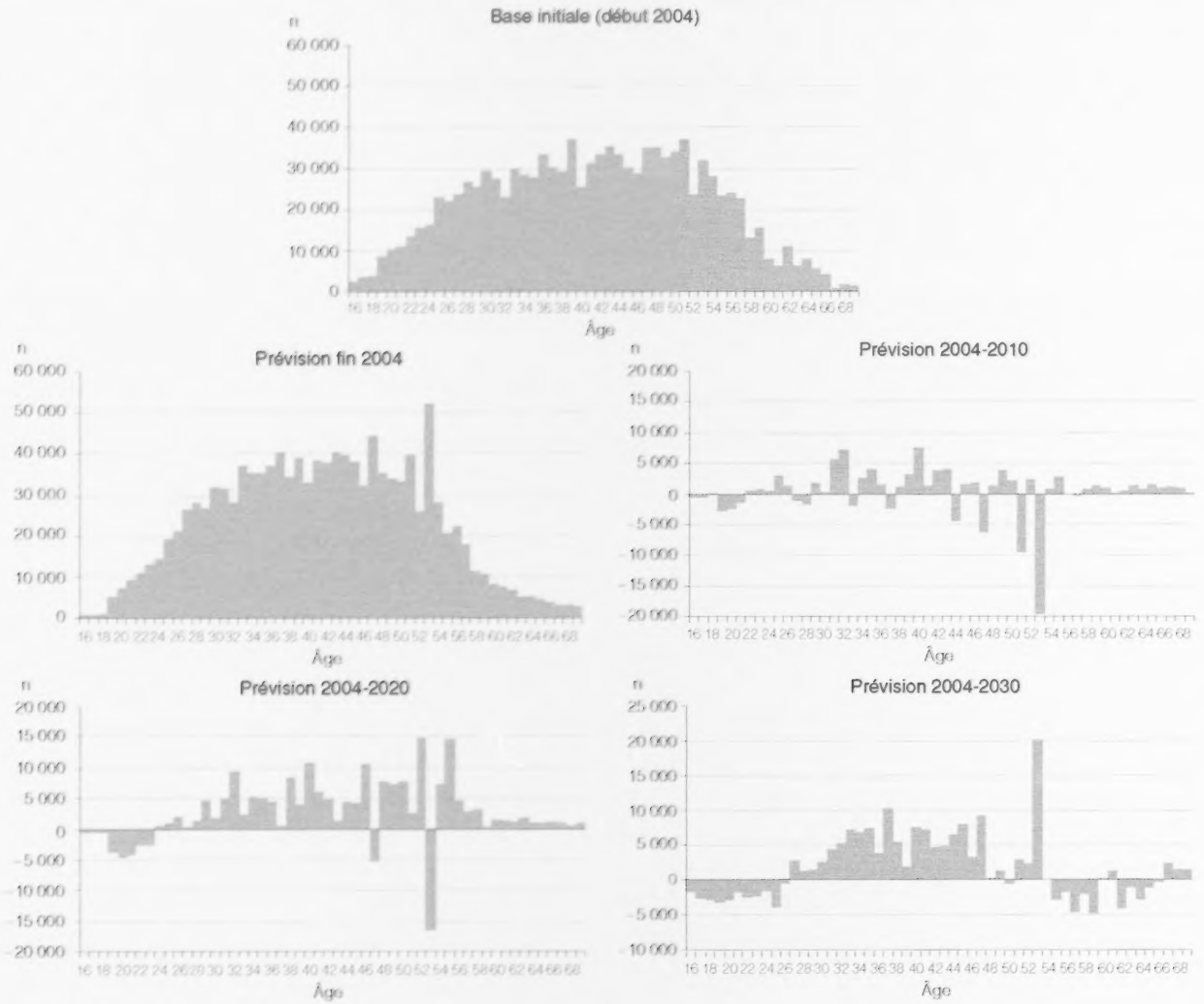
Compilation par les auteurs.

dans la base initiale que les distributions de revenus augmentent progressivement avec l'âge jusqu'à environ 30 ans, se stabilisent, puis diminuent à partir d'environ 52 ans. Cette dernière diminution peut avoir deux causes. Premièrement, bien que le début de la cinquantaine soit relativement jeune pour prendre sa retraite, il se peut que les individus dans cette tranche d'âge diminuent leurs activités en travaillant à temps partiel, ou qu'ils envisagent de travailler de manière moins intensive. Deuxièmement, en raison de la croissance de la productivité du travail, on s'attend à ce que les générations les plus vieilles soient moins riches que les plus jeunes. Les prévisions pour les années futures montrent une tendance à la hausse dans l'ensemble des âges. On voit que, de 2004 à 2030, les revenus moyens augmentent généralement de plusieurs milliers de dollars pour la population en âge de travailler[1].

Comme nous n'incluons pas d'effets de cohorte dans l'estimation des revenus de travail (pour l'instant), l'augmentation observée des revenus provient forcément de l'évolution des variables démographiques. Il est entre autres attendu que l'augmentation continue dans le niveau d'éducation (voir la figure 5) entraînera une augmentation continue des salaires.

1. Le graphique montre une exception flagrante pour les individus de 53 ans. Le revenu moyen trop élevé pour cet âge en 2004 est probablement dû au nombre trop faible d'individus échantillonnés dans l'EDTR pour cette tranche d'âge. Nous comptons remédier éventuellement à ce genre de problème en fusionnant davantage de panels de l'EDTR aux données que nous utilisons présentement.

Figure 8 Revenus de travail par âge, Québec, 2004 à 2030



Sources : Statistique Canada, Base de données de simulation de politique sociale, *Enquête sociale générale*, 2001 et *Enquête sur la dynamique du travail et du revenu* de 1993 à 2008.
Institut de la statistique du Québec (2009).

Compilation par les auteurs.

Le tableau 1 présente les prévisions de revenus moyens par classe d'âge. La première classe d'âge, les 16 à 64 ans, comprend une proportion importante d'étudiants. On remarque la différence majeure entre la moyenne de la base initiale et de la prévision pour la fin de 2004. Ceci est probablement causé par les différences entre la BDMSPS, qui sert de base initiale, et l'EDTR, qui sert à modéliser les revenus futurs. Les prévisions futures pour cette classe d'âge, qui montrent une diminution continue du revenu moyen, sont causées par le fait que les jeunes étudient de plus en plus longtemps.

Les individus de 25 à 55 ans sont majoritairement en âge de travailler. On prévoit que les revenus d'emploi de ces individus augmenteront considérablement, passant d'environ 30 000 $ au début de 2004 à plus de 39 000 $ en 2030. Le saut entre la base initiale et la première prévision est encore une fois important. Les personnes âgées de 55 à 64 ans sont partagées entre travailleurs et retraités. Sauf pour ce qui concerne le saut entre la base initiale et la première prévision, on constate une augmentation progressive du revenu moyen pour cette classe d'âge. Les prévisions des revenus de travail moyens pour les 65 ans et plus augmentent jusqu'en 2020, puis diminuent en 2030. Il est cependant embêtant de tirer des conclusions pour la population en âge de prendre sa retraite, car les variations de revenus moyens peuvent être causées par deux effets. L'augmentation de la productivité ou de l'éducation peut influencer ces revenus à la hausse, mais la décision des individus de prendre leur retraite plus tôt influencera les revenus moyens à la baisse.

SIMULATIONS CONTREFACTUELLES

Cette section sépare les contributions de variables démographiques (scolarité, âge et immigration) sur l'évolution économique du Québec prédite par le modèle.

Effet de l'augmentation du niveau de scolarité sur le revenu moyen

Comme le modèle n'inclut pas pour l'instant d'augmentation exogène de la productivité, ni d'effets de cohortes sur les revenus de travail, il semble raisonnable d'attribuer une partie de l'augmentation du revenu de travail moyen à l'augmentation continue du niveau d'éducation. Il est possible de tester cette hypothèse à l'aide d'une technique relativement simple : en modifiant les poids des individus en 2030 de façon à reproduire la distribution observée dans les niveaux de diplômes en 2004. On peut ensuite comparer les revenus de travail en 2030 avant et après pondération, la différence entre les deux étant attribuable à l'effet des différences dans les niveaux d'éducation.

Comme la distribution observée des diplômes selon l'âge est volatile (voir la figure 4), nous choisissons de lisser les niveaux de diplômes selon l'âge à l'aide d'une estimation par noyau (*kernel density estimation*). On utilise le noyau d'Epanechnikov et la taille de fenêtre (*bandwidth*) choisie est de 2. L'estimation de la proportion des diplômés d'un certain niveau pour un âge donné prend donc en compte la proportion observée pour cet âge, mais aussi celle observée pour les individus un an plus vieux et un an plus jeune.

Tableau 1 Prévisions des revenus de travail moyens par classes d'âge, Québec, 2004 à 2030

	16-24 ans	25-54 ans	55-64 ans	65 ans et plus
		$		
Base initiale – Début 2004	4 785	29 961	14 618	1 326
Fin 2004	7 015	34 554	12 479	1 111
Fin 2010	5 468	34 492	12 956	1 309
Fin 2020	5 960	37 269	13 390	1 435
Fin 2030	4 807	39 110	14 687	1 228

Sources : Statistique Canada, Base de données de simulation de politique sociale, *Enquête sociale générale*, 2001 et *Enquête sur la dynamique du travail et du revenu* de 1993 à 2008.
Institut de la statistique du Québec (2009).

Compilation par les auteurs.

Le tableau 2 présente les résultats. Les revenus de travail moyens avant pondération sont les mêmes que ceux présentés plus haut. Ceux de 2030 après pondération représentent les revenus moyens que l'on observerait en 2030 dans un Québec hypothétique où le niveau d'éducation par âge n'aurait pas augmenté depuis 2004. La différence représente donc l'augmentation du revenu moyen attribuable à l'augmentation du niveau d'éducation depuis 2004. Cette différence est négative pour les individus de 16 à 24 ans (effet négatif de l'éducation sur le revenu moyen), car le prolongement de la scolarité fait que les jeunes entrent sur le marché du travail plus tard. Les individus de 25 à 54 ans ont majoritairement terminé leurs études et très peu sont déjà à la retraite. Cette classe d'âge permet donc de voir plus clairement l'effet de l'éducation sur le revenu moyen pour les individus qui travaillent. L'effet est fort, soit une augmentation de 5 902 $, qui correspond à une hausse de 17,77 % du revenu moyen due à l'éducation. L'augmentation est plus modeste pour les 55 à 64 ans, mais quand même importante. Pour les 65 ans et plus, l'effet est très peu important, car ils sont pour la plupart à la retraite dans les deux situations.

Effet de l'augmentation de l'âge sur le revenu moyen

Une procédure semblable peut être utilisée pour analyser l'effet de l'évolution d'autres variables. La distribution de l'âge au Québec variera considérablement d'ici 2030 (voir la figure 3). Nous vérifions comment l'évolution de la distribution d'âge affectera le revenu moyen des Québécois selon le modèle. Nous modifions les poids des individus en 2030 de façon à reproduire les distributions d'âge observées en 2004, conditionnellement à un niveau de diplomation donné (la distribution des diplômes de 2030 est donc maintenue). Le tableau 3 présente les résultats de la simulation sur les revenus de travail moyens (incluant les revenus nuls) pour chaque niveau de diplôme. On voit que la différence totale de revenu moyen est négative,

Tableau 2 Revenus de travail moyens en 2030 (incluant les revenus nuls) selon la distribution des diplômes, Québec

	16-24 ans	25-54 ans	55-64 ans	65 ans et plus
			$	
2030 avant pondération	4 807	39 110	14 687	1 228
2030 avec éducation 2004	5 146	33 208	11 485	1 100
Différence	−339	5 902	3 202	128

Sources : Statistique Canada, Base de données de simulation de politique sociale, *Enquête sociale générale*, 2001 et *Enquête sur la dynamique du travail et du revenu* de 1993 à 2008.
Institut de la statistique du Québec (2009).

Compilation par les auteurs.

Tableau 3 Revenus de travail moyens en 2030 (incluant les revenus nuls) selon la distribution de l'âge, Québec

	Aucun	DES	DEC	BAC	Total
			$		
2030 avant pondération	11 911	12 739	22 079	41 874	25 964
2030 âge 2004	11 605	16 027	26 661	43 413	27 685
Différence	306	−3 288	−4 582	−1 539	−1 721

Sources : Statistique Canada, Base de données de simulation de politique sociale, *Enquête sociale générale*, 2001 et *Enquête sur la dynamique du travail et du revenu* de 1993 à 2008.
Institut de la statistique du Québec (2009).

Compilation par les auteurs.

Tableau 4 Revenus de travail moyens en 2030 (pour les travailleurs seulement) selon la distribution de l'âge, Québec

	Aucun	DES	DEC	BAC	Total
			$		
2030 avant pondération	29 220	28 978	35 483	54 919	42 657
2030 âge 2004	27 326	27 858	34 089	53 137	41 171
Différence	1 894	1 120	1 394	1 782	1 486

Sources : Statistique Canada, Base de données de simulation de politique sociale, *Enquête sociale générale*, 2001 et *Enquête sur la dynamique du travail et du revenu* de 1993 à 2008.
Institut de la statistique du Québec (2009).

Compilation par les auteurs.

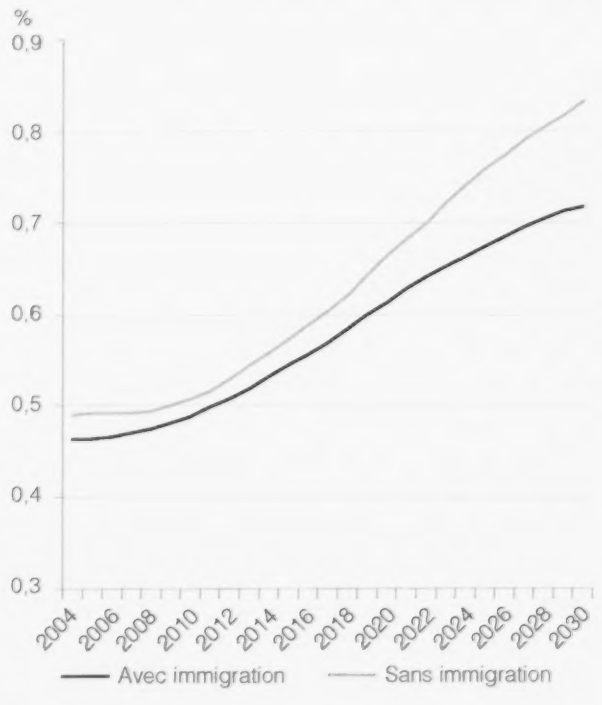
ce qui indique que l'évolution de la distribution de l'âge a comme effet de réduire le revenu de travail moyen. Comme les moyennes incluent les revenus nuls, cet effet s'explique possiblement par la prise de retraite plutôt que par la réduction des salaires des travailleurs avec l'âge. Le tableau 4 présente la même simulation, mais seulement pour les travailleurs de 2030. On voit ici que l'évolution de la distribution de l'âge influe positivement sur le revenu moyen des travailleurs pour un diplôme donné.

Effets de l'immigration

L'immigration affectera significativement la distribution de l'âge dans la population de 2004 à 2030 (voir la figure 3). Le modèle permet d'observer l'effet de l'immigration sur le rapport de dépendance en simulant l'évolution du Québec en absence d'immigration. Comme les cibles exogènes de fécondité et d'immigration sont ajustées en fonction de l'immigration prévue, on ne peut simplement désactiver le module d'immigration. On relance plutôt la simulation en supposant que les enfants des immigrants sont également des immigrants, puis on supprime les immigrants des données à la fin de la simulation. La distribution de l'âge de la population se trouvant dès lors modifiée, on observera forcément un effet sur le ratio de dépendance démographique.

La figure 9 présente cet effet. Rappelons que le ratio de dépendance est calculé en divisant les personnes à charge (les 0 à 15 ans et les 65 ans et plus) par les individus en âge de travailler (les 16 à 64 ans). On voit que les immigrants ont eu un effet relativement faible sur le rapport de dépendance à ce jour. Cependant, cet effet augmente avec le temps, de sorte que le rapport de dépendance en 2030 serait plus élevé d'environ 10 points de pourcentage dans un Québec sans immigration.

Figure 9 Ratios de dépendance démographique avec et sans immigration



Source : Calculs des auteurs.

CONCLUSION

Le modèle de microsimulation dynamique que nous avons développé permet d'étudier l'effet des changements socioéconomiques (dont les changements démographiques) en procédant à la prévision et à la projection de distributions d'indicateurs socioéconomiques sur la base d'échantillons représentatifs de la population et d'une riche analyse de microsimulation dynamique. On peut ainsi modéliser l'évolution de plusieurs variables affectées par le vieillissement de la population.

En tenant compte de l'évolution prévisible de la natalité, la mortalité, l'immigration et l'émigration, le modèle prévoit que la croissance de la population deviendra de plus en plus faible avec le temps. Une évolution importante dans le temps du niveau de scolarité de la population québécoise est aussi à prévoir; elle proviendra à la fois du vieillissement naturel des jeunes diplômés actuels (qui remplaceront les cohortes de travailleurs plus âgés moins scolarisés) et de la hausse anticipée de l'obtention de diplômes par les nouvelles cohortes.

On prévoit que les revenus de travail augmenteront significativement au fil du temps. Pour les individus de 25 à 54 ans, on prévoit que, de 2010 à 2030, le revenu de travail moyen (incluant les revenus nuls) passera de 34 492 $ à 39 110 $ en dollars constants de 2004, soit une augmentation d'environ 13 %. Comme le modèle n'inclut pas (pour l'instant) d'augmentation exogène de la productivité ni d'effets de cohortes sur les revenus de travail, l'augmentation prédite de ces revenus pour la population en âge de travailler provient entièrement de l'évolution des caractéristiques socioéconomiques de la population. Une de ces caractéristiques importantes est le niveau de scolarité. Le modèle attribue à l'augmentation du niveau d'éducation un effet d'environ 5 900 $ sur les revenus de travail des individus de 25 à 54 ans.

On prévoit également une augmentation du taux d'emploi des individus dans la cinquantaine, une diminution du taux d'emploi des jeunes, car ceux-ci étudieront plus longtemps, ainsi qu'une augmentation dans le nombre d'heures travaillées des femmes.

Le modèle n'est encore qu'à un stade assez préliminaire et un certain nombre de résultats doivent être validés et précisés. Il faudra en outre en accroître l'utilité en y ajoutant des modules permettant par exemple de procéder à des prédictions quant aux impôts prélevés, à l'accumulation des actifs (immobiliers, financiers, etc.), aux dépenses en santé et en éducation et aux taxes à la consommation.

L'utilité du modèle à des fins de politique publique pourra aussi être accrue en mettant en place des modèles structurels de comportement. Les simulations n'utilisent pour l'instant que des modèles de forme réduite qui évaluent la probabilité d'un individu de vivre un événement en fonction des valeurs de variables explicatives, sans modélisation structurelle des comportements. La validité de ces modèles de forme réduite risque d'être dépendante des politiques publiques et du contexte économique au moment où les données comportementales ont été observées. Si les politiques ou les conditions économiques changent, rien ne dit que les paramètres des modèles de forme réduite estimés sur des données antérieures seront toujours valides[2]. Enfin, dans le cas de certains programmes sociaux (p. ex. : RRQ), il importerait de générer les montants des cotisations et des prestations, non pas à partir de modèles de forme réduite, mais à partir des paramètres permettant de les calculer.

2. Il s'agit de la critique de Lucas (1976) pour laquelle celui-ci a obtenu le Prix Nobel d'économie. Notons que la presque totalité des modèles de microsimulation dynamique utilisent des modèles de forme réduite, une exception étant le modèle Suédois SESIM, qui utilise un modèle structurel pour la décision de prendre sa retraite (Flood et autres, 2005).

RÉFÉRENCES

CASSEL, Rebecca., Ann HARDING et Simon Kelly (2006). *Problems and Prospects for Dynamic Microsimulation: A Review and Lessons for APPSIM*, Canberra, NATSEM, Discussion Paper 63.

FLOOD, Lennart et autres (2005). *Sesim3: a Swedish Dynamic Microsimulation Model*, Handbook of SESIM, Stockolm, Ministry of Finance.

INSTITUT DE LA STATISTIQUE DU QUÉBEC (2009). *Perspectives démographiques du Québec et régions, 2006-2056*: Édition 2009, [En ligne]. [www.stat.gouv.qc.ca/publications/demograp/pdf2009/perspectives2006_2056.pdf] (Consulté le 14 août 2012).

LUCAS, Robert (1976). *Econometric Policy Evaluation: A Critique*, Carnegie-Rochester ConferenceSeries on Public Policy, 1, p. 19-46.

MORRISON, Rick et Bernard DUSSAULT (2000). *Overview of DYNACAN: a Full-fledged Canadian Actuarial Stochastic Model Designed for the Fiscal and Policy Analysis of Social Security Schemes*, Discussion Paper, Actuarial International Association.

ZAIDI, Asghar et Katherine RAKE (2001). *Dynamic MicrosimulationModels: A Review and Some Lessons for SAGE, Sage Discussion Paper 2*, London School of Economics.

INFLUENCE DES ANTÉCÉDENTS FAMILIAUX ET PROFESSIONNELS SUR L'ÂGE DE LA RETRAITE

Benoît-Paul Hébert et Jorge Uriarte-Landa
Direction de la recherche en politiques, Ressources humaines et Développement des compétences Canada[1]

À l'aide des données de l'*Enquête sociale générale* de 2007, cet article examine la relation entre certains attributs familiaux et professionnels et la probabilité pour les travailleurs canadiens de prendre leur retraite entre les âges de 50 et 65 ans. L'analyse des transitions indique que la probabilité est liée à l'état matrimonial chez les femmes, mais non chez les hommes. Avoir des enfants réduirait également la probabilité de prendre leur retraite, et ce, tant chez les femmes que chez les hommes. Le décès du conjoint accroîtrait substantiellement la probabilité de passer à la retraite chez les femmes, mais les ruptures conjugales n'exerceraient pas d'influence significative. Sur le plan professionnel, les résultats tendent à montrer que la probabilité diminue avec l'âge à l'entrée dans la vie active et qu'elle serait liée à des événements survenus plus tôt dans la carrière : elle est plus élevée chez celles et ceux qui ont connu des arrêts de travail pour des motifs de santé, et plus faible chez les hommes qui ont eu des arrêts de travail pour des raisons économiques.

Le phénomène du vieillissement démographique a été fort discuté au Canada et ailleurs au cours des dernières années et, dans les médias, on a largement fait état de certains de ses effets sur les finances publiques, particulièrement en ce qui a trait aux régimes de retraite et aux services de santé. Le sujet demeure d'actualité alors que les *baby-boomers* atteignent l'âge traditionnel de la retraite et que les travailleurs âgés représentent une part croissante de la main-d'œuvre. Les décisions de ces derniers en ce qui a trait au travail rémunéré et à la retraite, entre autres, ne seront pas sans répercussions sur les plans économique et social. Une nomenclature des facteurs qui retardent ou précipitent le départ à la retraite des travailleurs âgés contribuerait à une meilleure anticipation de ces répercussions, mais la recherche comporte encore des lacunes dans ce domaine. Il faut dire que l'analyse des transitions à la retraite comporte quelques défis. Un survol des recherches sur le sujet montre d'une part qu'il s'agit d'un processus complexe, en partie prédéterminé par les paramètres des régimes de retraite et des programmes de soutien du revenu, tout en étant soumis aux fluctuations du marché du travail et du marché financier. Le processus par lequel un individu accède au statut de « retraité » fait également intervenir des considérations parfois inconciliables (obligations familiales et financières, état de santé, conditions de travail, pressions des proches, responsabilités d'aidant naturel, etc.) et est, dans une certaine mesure, tributaire de décisions et circonstances antérieures. D'autre part, les données tirées d'enquêtes ou de fichiers administratifs, lorsqu'elles permettent d'opérationnaliser une définition satisfaisante de la retraite et de mesurer sa chronologie, ne contiennent souvent pas l'information nécessaire pour reconnaître le rôle de tous les facteurs déterminants. Enfin, contrairement à une perception commune, le passage à la retraite n'est pas toujours abrupt et irréversible, ce qui complique l'identification du moment précis où la transition s'effectue.

1. Cet article n'engage que ses auteurs et ne reflète pas nécessairement les vues de Ressources humaines et Développement des compétences Canada ou du gouvernement du Canada

Dans cet article, nous examinons les relations entre l'âge auquel les travailleurs prennent leur retraite et certains de leurs attributs et antécédents familiaux et professionnels. Ainsi, chez les travailleurs âgés, le départ à la retraite est-il retardé ou bien accéléré par les changements familiaux (divorce ou décès du conjoint, par exemple) ou professionnels (interruption d'activité pour cause de maladie ou de perte d'emploi, par exemple)? Les répercussions sont-elles les mêmes pour les hommes que pour les femmes? Ces répercussions varient-elles selon l'âge où les changements surviennent et sont-elles rémanentes?

Les recherches portant sur les liens entre les caractéristiques professionnelles et la retraite sont nombreuses. Certaines études ont montré que les travailleurs autonomes ont tendance à prendre leur retraite plus tardivement que les travailleurs rémunérés (Hayward et autres, 1998; Sunter, 2001; Turcotte et Schellenberg, 2005; Nouroz et Stone, 2006). Chez ces derniers, il a été montré que l'âge de la retraite varie selon la profession et le secteur d'activité, et qu'il est influencé par les conditions de travail (les emplois physiquement exigeants étant par exemple associés à une retraite plus précoce), la satisfaction et le stress ressentis au travail, la syndicalisation et la participation à un régime privé de retraite (Reitzes et autres, 1998; Turcotte et Schellenberg, 2005; Hébert et Luong, 2008; Schirle, 2010; Kubicek et autres, 2010). Le moment du passage à la retraite serait également lié aux pertes d'emploi et arrêts de travail vécus auparavant dans la carrière, ainsi que par le fait d'avoir occupé des emplois précaires (Hayward et autres, 1998; Raymo et autres, 2010; Raymo et autres, 2011), avec des effets pouvant différer chez les deux sexes. Il ne semble toutefois pas y avoir eu de recherches sur la relation entre l'âge à la retraite et la plus ou moins grande stabilité du parcours professionnel chez les travailleurs canadiens.

Les liens entre la situation conjugale ou familiale des travailleurs et l'âge à la retraite ont aussi fait l'objet de plusieurs études. Avoir des enfants ou d'autres personnes à charge a ainsi été associé à une retraite plus tardive (Szinovacz, 2006). Agir comme aidant naturel, responsabilité souvent inattendue et qui implique habituellement un membre de la famille, influencerait également le moment de la retraite (Zimmerman et autres, 2000), mais peut-être de manière opposée chez les deux sexes (Dentinger et Clarkberg, 2002). Si les études concluent presque unanimement que l'état matrimonial est un facteur déterminant dans le processus, leurs résultats sont en revanche plutôt équivoques quant à savoir si les célibataires prennent leur retraite plus tôt ou plus tard que les personnes mariées (Reitzes et autres, 1998; Szinovacz, 2006). Chez ces dernières, le moment de la retraite serait influencé par la satisfaction conjugale et les caractéristiques du conjoint (âge, revenus, aspirations professionnelles, droits à la pension et état de santé), avec des effets éventuellement différents pour les hommes et les femmes (Smith et Moen, 1998; Gustman et Steinmeier, 2000; Szinovacz et autres, 2001; Henkens et van Solinge, 2002; Pienta, 2003; Schellenberg et Ostrovsky, 2008; Kubicek et autres, 2010). Alors que la proportion de personnes vivant en union libre ou ayant connu un divorce a augmenté au fil des dernières décennies dans tous les groupes d'âge au Canada (Milan et Vézina, 2011), aucune étude à notre connaissance n'a examiné s'il y avait des différences entre les individus mariés et ceux vivant en union libre quant à l'âge de la retraite, ni si le fait de vivre une rupture conjugale avait une quelconque influence sur cette transition. Bernard et Li (2006) ainsi que Marshall (2011) ont montré que le divorce et le décès d'un conjoint ont généralement un impact négatif sur la situation financière des personnes âgées, en particulier les femmes. On peut supposer que, chez les travailleurs âgés, ces événements se traduisent aussi par une retraite plus tardive (Szinovacz, 2006). Bien que la question ne semble pas avoir été examinée, on peut aussi conjecturer que les changements dans la situation conjugale qui se produisent à différents âges de la vie n'ont pas le même impact sur le moment de la retraite. Notons que Pleau (2010) a constaté qu'une fois à la retraite, les femmes divorcées ou séparées sont plus susceptibles de retourner sur le marché du travail que les femmes mariées.

Les antécédents familiaux et professionnels ne constituent qu'un sous-ensemble des facteurs susceptibles d'intervenir dans la transition à la retraite. Certains de ces facteurs – comme l'état de santé – ont sans doute une influence prépondérante. Les résultats de Compton (2001) et de Kubicek et autres (2010) suggèrent cependant que les attributs familiaux et professionnels ont un rôle substantiel dans le processus, même lorsque des facteurs tels que les droits à pension ou le statut socioéconomique sont pris en compte.

DONNÉES ET MÉTHODE

Notre analyse repose sur les données du cycle 21 de l'*Enquête sociale générale* (ESG) *sur la famille, le soutien social et la retraite* réalisée en 2007 par Statistique Canada. La population cible de cette enquête était constituée des personnes de 45 ans et plus résidant au Canada (hormis les résidants du Nunavut, du Yukon et des Territoires du Nord-Ouest, ainsi que les pensionnaires à plein temps d'un établissement institutionnel). Le taux de réponse à l'enquête a été d'environ 58 %, et plus de 23 000 personnes ont été interviewées. Entre autres variables, l'ESG a recueilli des renseignements rétrospectifs sur la nature et la chronologie de différents événements marquants de la vie : changements au sein de la famille (changement d'état matrimonial, naissances ou adoptions), changements sur le plan de l'activité (moment auquel ont eu lieu les arrêts de travail et motifs de ces arrêts, planification de la retraite, raisons du départ à la retraite, retour au travail après la retraite) et épisodes d'aide naturelle. L'ESG n'a cependant pas recueilli d'information rétrospective au sujet de plusieurs autres facteurs présumés importants dans la transition à la retraite, en particulier les changements survenus sur le plan de la situation financière (revenu, épargne, cotisations à un REER, par exemple), et sur celui de la santé ainsi qu'à ceux relatifs aux caractéristiques des activités professionnelles (travail autonome ou salarié, profession, industrie, gains, participation à un régime de retraite, etc.).

La retraite peut être définie et mesurée de différentes façons (Bowlby, 2007; Denton et Spencer, 2009), au moyen de différents indicateurs et seuils relatifs à l'activité et aux sources de revenu. L'ESG a adopté une approche plus « subjective » en demandant aux répondants 1) s'ils avaient déjà pris leur retraite d'un emploi ou d'une entreprise, et 2) si leur activité principale avait été d'être à la retraite au cours des 12 derniers mois. Ceux qui ont répondu oui à l'une ou l'autre de ces questions étaient considérés comme retraités et étaient alors interrogés sur l'âge auquel ils avaient pris leur retraite. L'ESG a aussi demandé aux répondants s'ils avaient pris leur retraite à plus d'une reprise, mais seul l'âge au premier départ à la retraite a été consigné. C'est cette variable, l'âge au premier départ à la retraite, que nous avons utilisée dans l'analyse.

Afin de modéliser les transitions à la retraite, il faut d'abord se demander qui est « à risque » de prendre sa retraite. Dans le cas présent, nous avons ciblé un sous-échantillon composé des répondants de l'ESG qui avaient connu leur premier épisode de travail à plein temps entre 15 et 49 ans, qui travaillaient à 50 ans et n'avaient pas pris leur retraite avant cet âge (la retraite avant 50 ans est un événement rare et vraisemblablement lié à des circonstances singulières). Ce groupe est présumé représentatif des individus participant de manière soutenue au marché du travail. Afin de réduire les biais éventuels découlant par exemple des difficultés de remémoration, les répondants âgés de 80 ans ou plus au moment de l'enquête de même que les répondants substituts n'ont pas été retenus. Les répondants sélectionnés sont demeurés dans le groupe à risque de l'âge de 50 ans jusqu'à l'âge où ils ont déclaré avoir pris leur retraite, jusqu'à l'âge qu'ils avaient au moment de l'enquête ou bien jusqu'à l'âge de 66 ans, selon le moins élevé des trois. (Les personnes ayant connu un long arrêt de travail ont toutefois été retirées du groupe à risque ou « censurées » dès lors que la durée de l'arrêt atteignait trois ans, qu'elles aient pris leur retraite subséquemment ou non). La période d'observation a été limitée à la 65e année en raison de contraintes empiriques. Alors que les analyses exploratoires indiquaient que l'influence de certains facteurs sur la probabilité de passer à la retraite pouvait croître ou décroître vers ou après 65 ans, la taille du groupe susceptible de prendre leur retraite à cet âge n'était pas suffisante pour soutenir la modélisation de telles inflexions, malgré l'intérêt et la pertinence de l'exercice. Nous nous sommes donc concentrés sur les départs à la retraite survenus entre les âges de 50 et 65 ans, les estimations étant moins robustes au-delà de cet intervalle. En termes d'années civiles, compte tenu de la plage d'âge des membres du groupe à risque au moment de l'enquête, ces départs s'étalaient de 1978 à 2007.

Nous avons analysé les transitions à la retraite à l'aide d'un modèle de risque. Le risque (ou quotient instantané), symbolisé par $h(t)$, est défini comme la limite de la probabilité de passer à la retraite entre les âges t et $t + \Delta t$ lorsque Δt tend vers zéro, sous la condition de ne pas avoir pris sa retraite avant t.

$$h(t) = \lim_{\Delta t \to 0} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t \mid T \geq t)}{\Delta t}$$

Afin d'évaluer comment ce risque varie en fonction de l'âge et des autres caractéristiques des travailleurs, nous avons ajusté un modèle exponentiel par morceaux (Blossfeld et Rohwer, 2002), soit :

$$h_i(t) = h_0(t)\exp(x_{it}\beta),$$

où $h_0(t) = \exp\left(\sum_{j=50}^{65} \alpha_j d_j\right)$ avec $d_j = 1$ si $j \leq t < j+1$ et 0 sinon.

Le vecteur x_{it} représente les variables explicatives du modèle (c.-à-d. les caractéristiques de l'individu i à l'âge t), et β représente le vecteur des coefficients affectant ces variables. La fonction de risque « de base », $h_0(t)$, décrit le risque de transition à la retraite à chaque année d'âge lorsque les variables explicatives sont fixées aux valeurs de référence (la moyenne dans le cas des variables continues, la catégorie de référence dans le cas des variables qualitatives). On présume que le risque de base peut être convenablement approximé par une fonction constante sur chaque intervalle d'un an entre 50 et 65 ans, mais pouvant varier d'un intervalle à l'autre ; d_j est l'indicateur propre à chaque intervalle et α_j est le coefficient de cet indicateur. Comme formulé ci-dessus, le modèle suppose qu'un changement dans l'une des variables explicatives a pour effet de multiplier le risque de transition à la retraite par un facteur qui est indépendant de l'âge (risques proportionnels). L'ajout de termes d'interaction entre les variables explicatives et les indicateurs utilisés dans la fonction de risque de base a permis de vérifier que l'hypothèse de risques proportionnels est généralement satisfaite avec les données utilisées pour l'examen des transitions entre 50 et 65 ans. Une fois les coefficients estimés, on peut évaluer les fonctions de risque et de répartition pour différents profils de variables explicatives. La fonction de répartition, soit

$$F(t) = 1 - \exp\left(-\sum_{j=50}^{t} h(j)\right),$$

donne la probabilité cumulée de transition à la retraite à l'âge t. Cette probabilité peut aussi être interprétée comme une proportion lorsqu'elle est évaluée pour un groupe donné. Ainsi, l'âge où la fonction de répartition vaut 0,5 correspond à l'âge médian à la retraite dans ce groupe.

Le choix des variables explicatives incluses dans le modèle est assujetti aux variables mesurées par l'ESG et à leur répartition dans l'échantillon analysé. En ce qui a trait aux attributs et antécédents professionnels des travailleurs âgés, rappelons que l'ESG n'a pas recueilli d'information rétrospective au sujet des emplois, ce qui limitait l'information exploitable lors de l'analyse des transitions à celle qui se rapportait à l'âge au premier épisode de travail à plein temps et aux arrêts de travail. Un arrêt de travail est défini comme une période de six mois ou plus au cours de laquelle un individu n'exerçait pas d'emploi ou de travail autonome, hormis les arrêts découlant de l'exercice d'un travail saisonnier ou de la retraite. Les motifs des arrêts de travail antérieurs (c.-à-d. survenus avant l'âge t) ont été regroupés en quatre classes : raisons de santé (maladie, accident, invalidité), raisons économiques (licenciement, fin de contrat, manque de travail, fermeture d'entreprise), raisons familiales (congé parental, soins aux enfants ou aux adultes, autres raisons personnelles), et autres raisons (mutation, changement d'emploi, migration, retour aux études, mariage). Pour chacune des classes, nous avons défini un indicateur prenant la valeur de 1 si l'individu avait, avant l'âge t, déjà connu un arrêt de travail pour le motif correspondant et 0 sinon. Les arrêts de travail survenus pendant la période d'observation étant en nombre trop réduit pour permettre de les distinguer selon le motif, nous avons défini un seul indicateur pour les arrêts de travail en cours à l'âge t, lequel valait 1 si l'individu était en arrêt à cet âge (tous motifs confondus) et 0 sinon. Nous avons aussi inclus une mesure du temps en arrêt de travail cumulé par un individu avant l'âge t.

Afin de rendre compte des attributs et antécédents sur le plan familial, nous avons tout d'abord inclus une variable à trois modalités distinguant les travailleurs selon qu'ils étaient mariés, vivaient en union libre ou n'avaient pas de conjoint à l'âge t (les analyses exploratoires ne montrant pas de différences statistiquement significatives entre les personnes séparées, divorcées, veuves ou célibataires et jamais mariées, elles ont été regroupées au sein de la dernière modalité). Trois indicateurs signalaient les travailleurs qui avaient des enfants selon l'âge de ceux-ci (au moins un enfant âgé de moins de 18 ans, de 18 à 23 ans, et de 24 ans ou plus); ces indicateurs variaient à la fois avec l'âge des travailleurs et celui de leurs enfants, qu'ils cohabitent ou non. Nous avons aussi défini trois indicateurs destinés à saisir les effets possibles d'un divorce (pour les travailleurs mariés), d'une rupture d'union libre

ou du décès du partenaire, chacun prenant la valeur 1 sur l'intervalle débutant six mois avant et se terminant un an après l'âge auquel les individus ont déclaré avoir vécu l'événement en question, et 0 s'ils ne l'ont pas vécu. Cet intervalle somme toute arbitraire visait à traduire la possibilité que les répercussions de tels événements se manifestent aussi bien avant qu'après que ceux-ci se soient produits. Deux variables, l'une pour les divorces et l'autre pour les ruptures d'union libre, ont été incluses afin de vérifier si le risque de passer à la retraite est influencé par les ruptures conjugales antérieures. Sous l'hypothèse que les ruptures ont des effets cumulatifs, chaque variable comptait trois modalités (0, 1, 2 ou plus), selon le nombre de ruptures vécues avant l'âge *t*.

L'ESG a recueilli des renseignements rétrospectifs sur les épisodes d'aide naturelle (c.-à-d. une assistance non rémunérée à une personne souffrant d'un problème de santé ou ayant une limitation physique de longue durée), et cette information a été utilisée pour construire un indicateur valant 1 pour un individu ayant déclaré être aidant naturel à l'âge *t* et 0 sinon, ainsi qu'une mesure cumulant la durée des épisodes d'aide naturelle qu'avait connus l'individu jusqu'à cet âge.

Comme variables de contrôle, nous avons inclus l'année de naissance (traitée comme variable catégorielle afin de comparer les cohortes de naissance), la scolarité (en cinq niveaux) et un indicateur du statut d'immigrant. À défaut d'information rétrospective sur le lieu où résidaient les répondants entre 50 et 65 ans, nous avons inclus la région de résidence (cinq catégories) ainsi qu'un indicateur distinguant les milieux urbains et ruraux en se fondant sur les renseignements recueillis au moment de l'enquête. Enfin, le modèle comportait trois indicateurs pour les périodes de ralentissement économique, soit 1981-1982, 1990-1991, et 2001; chaque indicateur prenait la valeur 1 si un travailleur donné avait traversé la période correspondante à l'âge *t* et 0 sinon.

Le tableau 1 présente, à titre indicatif, les statistiques descriptives pour certaines des variables utilisées dans la modélisation. À noter que ces statistiques portent sur les travailleurs âgés de 50 à 65 ans en 2007, soit une partie de la population ciblée par notre analyse.

En raison des différences historiques entre les hommes et les femmes en ce qui a trait entre autres à la participation au marché du travail et compte tenu de plusieurs études suggérant que les mêmes facteurs pourraient avoir une influence différente sur le processus de transition à la retraite de chaque sexe, les travailleurs des deux sexes ont été analysés séparément avec le même modèle. Excluant les cas n'ayant pas contribué à l'analyse pour cause d'information incomplète, l'échantillon effectif comportait près de 10 800 personnes réparties environ également entre les deux sexes.

RÉSULTATS

La figure 1 reproduit la fonction de risque de base et la fonction de répartition correspondante pour chaque sexe. Ces fonctions ont été évaluées en fixant les variables explicatives à leur valeur de référence; elles s'appliquent à un individu né au Canada entre 1943 et 1952, marié, sans enfant, sans diplôme d'études secondaires (DES), qui a commencé son premier emploi à l'âge 22 ans, n'a pas connu d'arrêt de travail ni de changement à sa situation conjugale et qui n'a jamais été aidant naturel. Ce profil, qui n'est certes pas le plus représentatif des travailleurs âgés faisant partie de l'échantillon, sert de repère pour évaluer l'effet des variables explicatives. Comme on peut le voir sur le graphique de gauche dans la figure 1, le risque de transition à la retraite est environ deux fois plus élevé chez les femmes que chez les hommes, mais il varie de manière très semblable avec l'âge. Chez les deux sexes, le risque est très faible à 50 ans et s'élève à peu près graduellement jusqu'à 60 ans (l'âge minimal pour toucher les prestations anticipées du Régime de pensions du Canada et du Régime de rentes du Québec), augmente ensuite à 64 ans et encore davantage à 65 ans (l'âge donnant droit aux pleines prestations des deux régimes précédents, en plus de celles de la Sécurité de la vieillesse et du Supplément de revenu garanti). Les fonctions de répartition, à droite dans la figure 1, représentent l'évolution de la probabilité cumulée de transition à la retraite selon l'âge; pour les individus correspondant au profil de référence, l'âge médian (c.-à-d. l'âge où la probabilité atteint 0,5) du passage à la retraite est d'environ 58 ans pour les femmes et 61 ans pour les hommes.

Tableau 1 Répartition des travailleurs[a] âgés de 50 à 65 ans selon certaines caractéristiques, Canada, 2007

	Hommes	Femmes	Total
		%	
État matrimonial			
Marié(e)	75,5*	62,6	69,6
En union libre	9,0	9,1	9,0
Divorcé(e), séparé(e), veuf ou veuve	9,2	21,0	14,6
Célibataire, jamais marié(e)	6,3	7,3	6,8
Au moins un enfant âgé...[b]			
De moins de 18 ans	24,0*	11,2	18,2
Entre 18 et 24 ans	40,7*	30,3	36,0
De 24 ou plus	61,7*	70,4	65,7
A déjà vécu...[b]			
Un divorce	22,5*	28,4	25,2
Une rupture d'union libre	13,7	13,9	13,8
Le décès d'un(e) conjoint(e)	2,6*	5,8	4,0
Âge au premier épisode de travail à plein temps			
15-17 ans	19,1	16,8	18,1
18-24 ans	60,1	62,0	60,9
≥ 25 ans	20,8	21,2	21,0
A déjà connu un arrêt de travail (≥ 6 mois)[b]			
Pour motif de santé	5,6	6,8	6,1
Pour motif économique	7,6*	5,0	6,4
Pour motif familial (dont congés parentaux)	1,3*	29,3	14,1
Pour autre motif	7,7*	11,5	9,4
Durée cumulée des arrêts de travail à l'âge de 50 ans			
Aucune	83,6*	60,2	72,9
Moins de 2 ans	10,7*	14,2	12,3
De 2 à 5 ans	3,8*	9,5	6,4
5 ans ou plus	1,9*	16,1	8,4
Scolarité			
Sans diplôme d'études secondaires	16,2*	11,7	14,1
Diplôme d'études secondaires	15,7*	20,2	17,8
Études partielles de niveau collégial ou universitaire	10,3	11,9	11,0
Diplôme de niveau collégial ou de formation technique	26,1*	30,1	27,9
Diplôme universitaire (baccalauréat ou plus)	31,8*	26,1	29,1
A été aidant(e) naturel(le) durant la dernière année	30,8*	40,7	35,3
Est immigrant(e)	23,8	21,5	22,8

* Pourcentage significativement différent (au seuil 0,05) de celui observé chez les femmes, d'après les estimations de variance avec poids de rééchantillonnage.

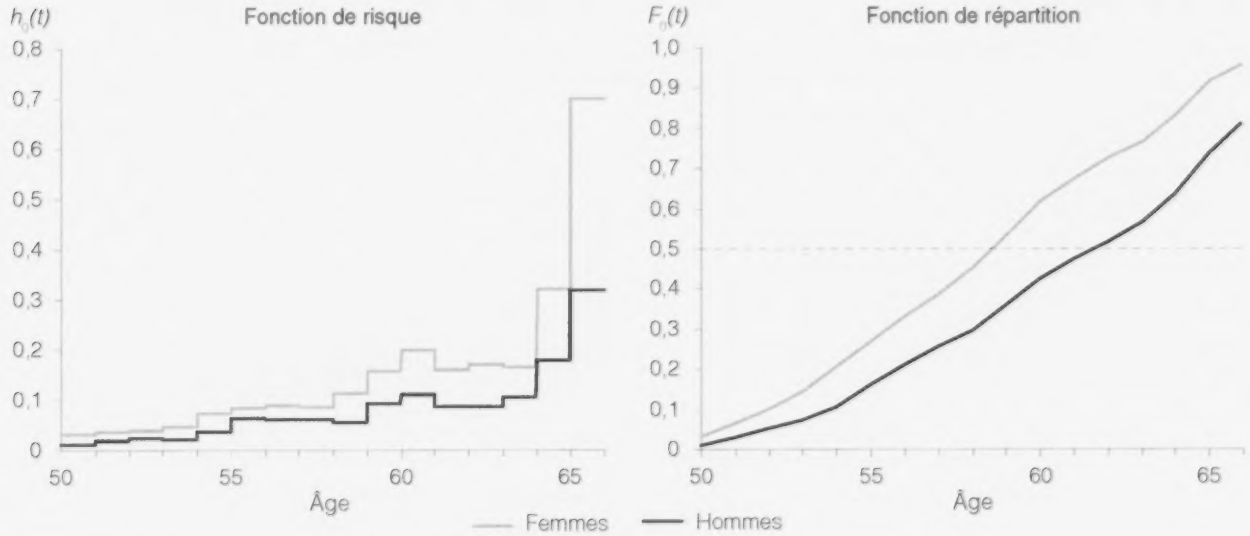
a Travailleurs n'ayant jamais pris leur retraite.

b Ces indicateurs ne sont pas mutuellement exclusifs.

Source : Statistique Canada, *Enquête sociale générale*, 2007.

Compilation par les auteurs.

Figure 1 Transition à la retraite selon le sexe, fonctions de risque et de répartition évaluées au profil de référence



Source : Statistique Canada, *Enquête sociale générale*, 2007.
Compilation par les auteurs.

Les estimations se rapportant aux principales variables explicatives incluses dans le modèle sont exprimées dans le tableau 2 en termes de rapports de risques (ou risques relatifs), c.-à-d. le quotient du risque de passer à la retraite chez les individus présentant une caractéristique particulière par celui des individus du groupe de référence. Un rapport supérieur (inférieur) à 1 signifie que les individus présentant la caractéristique donnée ont un risque plus élevé (faible) de passer à la retraite en comparaison du groupe de référence, et prennent donc leur retraite plus tôt (tard).

Parmi les variables explicatives se rapportant au travail, l'âge au premier épisode d'emploi à temps plein est associé à un premier départ à la retraite plus tardif; selon nos résultats, reculer d'un an le début de ce premier emploi multiplierait le risque de passer à la retraite par 0,97 (soit une diminution de 3 %) chez les hommes et par 0,99 (soit une diminution de 1 %) chez les femmes. Les arrêts de travail pour des motifs économiques survenus plus tôt dans la carrière retarderaient aussi le départ à la retraite, mais chez les hommes uniquement. Ceux qui ont déjà cessé de travailler pendant au moins six mois en raison d'une mise à pied, d'une fin de contrat ou d'une fermeture d'entreprise, par exemple, auraient un risque de passer à la retraite 28 % plus faible que celui des travailleurs qui n'ont pas connu de tels arrêts (le rapport de risques était semblable chez les travailleuses, mais pas statistiquement significatif au seuil 0,05). On peut supposer que parmi les individus qui ont cessé de travailler pour des motifs extrinsèques comme une fermeture d'entreprise, certains compensent le manque à gagner en repoussant leur retraite. À l'opposé, les résultats indiquent que les arrêts de travail vécus plus tôt dans la carrière pour cause de maladie, d'invalidité ou d'accident ont pour effet de précipiter la retraite; ils augmenteraient le risque de transition de 45 % chez les hommes et de 33 % chez les femmes. Cet effet traduit vraisemblablement davantage les répercussions de l'état de santé et des incapacités (les données utilisées ne renseignaient pas sur ces limitations) que celles découlant du simple fait d'interrompre ses activités. Quant aux arrêts de travail pour raisons familiales, incluant les congés parentaux, ils ne semblent pas avoir d'effets significatifs sur l'âge de la première transition à la retraite, chez les hommes comme chez les femmes (nous n'avons cependant pas pu tenir compte des conditions dans lesquelles les travailleurs se sont prévalus de congés parentaux). Une fois qu'on a pris en compte le fait d'avoir connu au moins un arrêt de travail selon ces différents motifs, le temps cumulé en

Tableau 2 Facteurs influençant le risque de transition à la retraite entre 50 et 65 ans, selon le sexe[a]

		Hommes	Femmes
		Rapport de risques	
Attributs et antécédents professionnels			
Âge au 1er épisode de travail à plein temps[b]		0,97*	0,99*
A déjà connu un arrêt de travail (≥ 6 mois)			
Pour motif de santé (réf. Non)	Oui	1,45*	1,33*
Pour motif économique (réf. Non)	Oui	0,72*	0,67
Pour motif familial (réf. Non)	Oui	0,79	1,17
Pour autre motif (réf. Non)	Oui	1,19	0,98
Durée cumulée des arrêts de travail		0,96	0,99
Est en arrêt de travail (réf. Non)	Oui	0,85	0,61*
Attributs et antécédents familiaux			
État matrimonial (réf. Marié(e))	Union libre	0,85	0,73
	Sans conjoint	1,18	0,80*
Divorces antérieurs (réf. Aucun)	Un	0,87	1,05
	Deux ou plus	0,79	0,83
Ruptures d'union-libre antérieures (réf. Aucune)	Une	0,86	1,10
	Deux ou plus	0,60	0,61
Vit un divorce (réf. Non)[c]	Oui	1,58	0,84
Vit une rupture d'union libre (réf. Non)[c]	Oui	0,54	0,82
Subit le décès d'un conjoint (réf. Non)[c]	Oui	1,66	1,68*
A un enfant âgé de moins de 18 ans (réf. Non)	Oui	0,75*	0,55*
A un enfant âgé de 18 à 23 ans (réf. Non)	Oui	0,83*	0,65*
A un enfant âgé de 24 ans ou plus (réf. Non)	Oui	1,06	0,77*
Est aidant(e) naturel(le) (réf. Non)	Oui	1,25*	1,26*
Années cumulées comme aidant(e) naturel(le)		0,99	0,99*
Autres variables			
Niveau de scolarité (réf. Sans DES)	Diplôme d'études secondaires	1,22*	0,96
	Diplôme de niveau collégial ou de formation technique	1,05	1,01
	Études partielles de niveau collégial ou universitaire	1,27*	0,92
	Diplôme universitaire	1,42*	1,18
Est immigrant(e) (réf. Non)	Oui	0,66*	0,77*
Année de naissance (réf. 1943-1952)[b]	1928-1932	1,01	1,20*
	1933-1942	1,12	1,12
	1953-1957	0,56*	0,31*

* Statistiquement significatif au seuil 0,05 (variances estimées avec poids de rééchantillonnage).

a Résultats partiels du modèle exponentiel par morceaux comprenant aussi des indicateurs pour l'âge (un par année, de 50 à 65 ans), la région de résidence, milieu urbain ou rural, ainsi que des indicateurs pour les périodes de ralentissement économique.

b Variable ne variant pas avec l'âge.

c Indicateur portant sur l'intervalle débutant 6 mois et se terminant 1 an après la date de l'événement.

Source : Statistique Canada, *Enquête sociale générale*, 2007.

Compilation par les auteurs.

arrêt de travail – toutes raisons confondues – ne semble pas influencer le risque de passer à la retraite (le constat demeure le même lorsque le temps passé en arrêt de travail est cumulé séparément par motif).

Compte tenu de l'effet différé des arrêts de travail antérieurs, connaître un arrêt de travail entre 50 et 65 ans influencerait aussi le risque de transition à la retraite, du moins chez les femmes. Les résultats indiquent que les travailleuses âgées qui sont en arrêt de travail voient leur risque de passer à la retraite diminuer de 39%. Chez les hommes, la diminution n'est pas statistiquement significative. Alors que nous supposions un effet de report de la retraite chez les individus plus jeunes et un effet d'accélération chez ceux approchant l'âge traditionnel de la retraite, les tests statistiques n'ont pas appuyé cette hypothèse.

Parmi les variables explicatives se rapportant aux attributs familiaux, les résultats indiquent que le fait d'avoir ou non un partenaire aurait une influence significative sur le moment de la retraite chez les travailleuses. En comparaison des travailleuses mariées, celles qui n'ont pas de conjoint auraient un risque de transition 20% plus faible et prendraient donc leur retraite plus tard. Le risque de transition chez les personnes vivant en union libre paraît plus faible que chez celles qui sont mariées, mais la différence n'est pas statistiquement significative. Quel que soit leur nombre, les changements passés ou en cours dans la situation matrimoniale des travailleurs n'auraient cependant pas d'incidence sur le risque de retraite, outre le décès du conjoint qui est associé à un risque de 68% plus élevé chez les femmes. Encore une fois, le rapport de risques correspondant chez les hommes est similaire, mais n'est pas statistiquement significatif. Les ruptures conjugales entre 50 et 65 ans étant relativement rares, notons que les tests portant sur celles-ci n'étaient pas de la meilleure efficacité statistique.

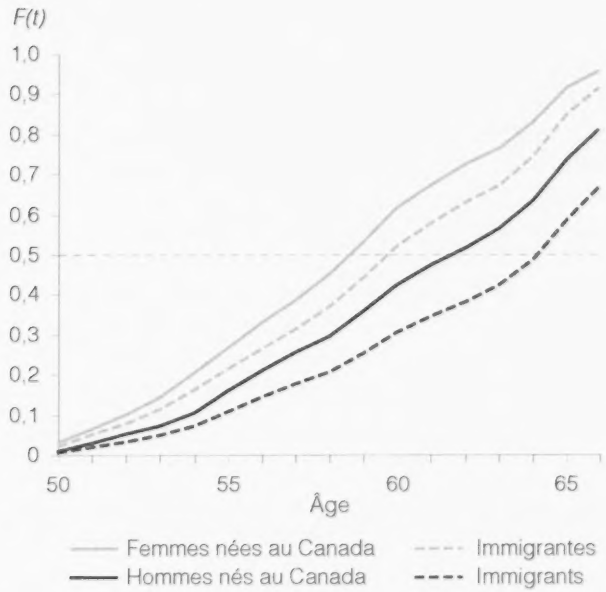
S'il ne semble pas y avoir de relation entre les arrêts de travail pour raisons familiales et l'âge du premier départ à la retraite, les résultats indiquent en revanche qu'avoir des enfants repousserait ce départ. L'effet varierait quelque peu selon le sexe des travailleurs et, chez les hommes, selon l'âge des enfants. En comparaison des travailleuses sans enfants, celles qui ont un ou des enfants auraient un risque significativement plus faible de passer à la retraite, et la réduction serait à peu près la même quel que soit l'âge du ou des enfants (la réduction va de 23% à 45% selon l'âge du ou des enfants, mais les intervalles de confiance de ces estimations se chevauchent). Chez les hommes, les résultats indiquent qu'avoir des enfants âgés de moins de 24 ans réduirait de 17% à 23% le risque de prendre sa retraite (ici encore, les intervalles de confiance des estimations se chevauchent), mais qu'avoir des enfants plus âgés n'aurait pas d'incidence.

Entre 50 et 65 ans, les hommes sont proportionnellement moins nombreux que les femmes à agir comme aidants naturels (le plus souvent auprès d'un membre de la famille), mais ces responsabilités pèseraient tout autant dans leur décision de passer à la retraite. Les résultats indiquent en effet que les travailleurs âgés qui sont aussi aidants naturels ont un risque de transition à la retraite d'environ 25% plus élevé que celui des autres travailleurs, sans égard au sexe. Chez les femmes, toutefois, avoir des antécédents en matière d'aide naturelle pourrait atténuer cet effet, car le risque de transition à la retraite serait réduit de 1% pour chaque année accumulée dans les épisodes d'aide survenus plus tôt (le rapport de risque est le même chez les hommes, mais n'est pas statistiquement significatif). On peut supposer que les travailleurs qui ont ajusté leurs activités rémunérées (diminuant leurs heures de travail par exemple) afin de les concilier avec leur rôle d'aidant naturel en contrebalancent les répercussions financières en travaillant plus longtemps.

Les résultats concernant certaines des variables explicatives incluses dans le modèle à titre de contrôle sont dignes de mention, même si ces variables n'étaient pas l'objet principal de notre étude. Ainsi, le niveau de scolarité est associé à des différences statistiquement significatives quant au risque de transition à la retraite, mais seulement chez les hommes. Les travailleurs âgés qui détiennent un diplôme d'études secondaires ou un diplôme universitaire, de même que ceux qui ont fréquenté un établissement de niveau collégial ou universitaire sans y obtenir de diplôme auraient un risque de 22 à 42 % plus élevé de faire la transition que ceux qui n'ont pas terminé leurs études secondaires. Il n'y a cependant pas de différence significative entre ces derniers et ceux qui détiennent un diplôme de niveau collégial ou un certificat de formation technique. Chez les femmes, les rapports de risques des différents niveaux de scolarité ne montrent pas de tendance nette et ne sont pas statistiquement significatifs.

Les immigrants comptent pour plus de 20% des travailleurs âgés au Canada et, même s'ils ont immigré bien avant l'âge de 50 ans dans la grande majorité des cas, ils sont beaucoup moins susceptibles de prendre leur retraite entre 50 et 65 ans. Nos résultats indiquent que les immigrants

Figure 2 Transition à la retraite selon le sexe et le statut d'immigrant, fonctions de répartition

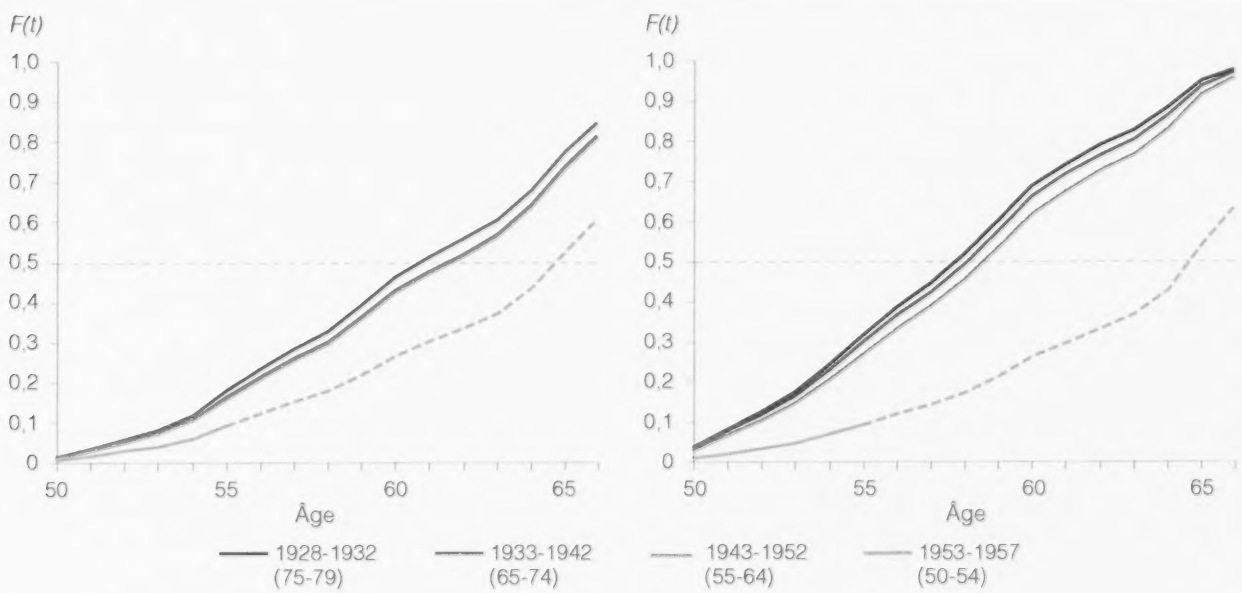


Source : Statistique Canada, *Enquête sociale générale*, 2007. Compilation par les auteurs.

auraient un risque de transition à la retraite de 23 % à 34 % plus faible, selon le sexe, que les travailleurs nés au Canada. En termes d'âge médian au premier départ à la retraite, ces risques relatifs se traduiraient par des différences d'environ un an chez les femmes et deux ans chez les hommes, comme le montre la figure 2.

Conformément à ce que pouvait laisser présager l'évolution des taux d'activité chez les Canadiens de plus de 50 ans au cours des dernières décennies, nos résultats tendent à montrer que les cohortes plus récentes de travailleurs âgés sont moins susceptibles de prendre leur retraite entre 50 et 65 ans que les cohortes qui les ont précédées. Chez les hommes, le risque de transition à la retraite des travailleurs nés entre 1953 et 1957 serait ainsi 44 % plus faible que celui des travailleurs nés entre 1943 et 1952 à un âge comparable (il n'y a pas de différences statistiquement significatives entre ces derniers et les travailleurs nés plus tôt). Chez les femmes, les résultats indiquent un risque de transition à la retraite de 69 % moins élevé pour celles qui sont nées entre 1953 et 1957 relativement à la cohorte 1943-1952, alors que, par rapport à cette même cohorte, le risque de transition à un âge comparable aurait été de 20 % supérieur chez les travailleuses nées

Figure 3 Transition à la retraite selon le sexe et l'année de naissance, fonctions de répartition



Source : Statistique Canada, *Enquête sociale générale*, 2007. Compilation par les auteurs.

entre 1928 et 1932. Il importe de noter que les estimations concernant les travailleurs de la cohorte 1953-1957 sont à interpréter avec circonspection, puisque ces individus n'ont contribué à l'analyse qu'entre les âges de 50 et 54 ans. L'avenir dira si les différences relatives estimées ici subsistent à mesure que cette cohorte avance en âge. On peut néanmoins se livrer à un exercice de prospective et évaluer comment ces différences se traduisent en termes d'âge médian à la retraite. En fixant les autres variables à leur valeur de référence, la figure 3 montre que, si les tendances se maintiennent, l'écart entre les travailleurs nés entre 1953 et 1957 et ceux nés entre 1943 et 1952 pourrait atteindre près de trois ans chez les hommes et six ans chez les femmes, ce qui est considérable.

CONCLUSION

De manière générale, les résultats de notre étude tendent à appuyer l'hypothèse voulant que les circonstances entourant l'entrée dans la vie active et les événements marquants de la trajectoire professionnelle, tels que les arrêts de travail, ont une incidence sur le moment où les travailleurs effectueront plus tard leur transition à la retraite. Alors que l'âge de la première transition à la retraite paraît varier selon la situation conjugale (du moins chez les femmes) et le fait d'avoir des enfants, les résultats n'appuient pas l'hypothèse voulant que le fait de vivre ou d'avoir vécu une rupture conjugale influence cette transition. D'autres événements sur le plan familial auraient cependant un effet marquant sur la décision des travailleurs âgés de passer à la retraite. Ainsi, subir le décès de son conjoint (chez les femmes) et assumer un rôle d'aidant naturel augmenteraient le risque de faire la transition.

Les constats ci-dessus valent lorsqu'on prend en compte certaines autres caractéristiques des travailleurs âgés, notamment la cohorte de naissances, le niveau de scolarité et le statut d'immigrant, mais nous n'avons pu inclure dans nos analyses d'autres facteurs présumés importants comme l'état de santé et les incapacités, les caractéristiques des activités professionnelles, les circonstances financières et, le cas échéant, les caractéristiques du conjoint. L'omission de ces facteurs pourrait entacher nos résultats. Bien que cela n'élimine pas complètement cette possibilité, mentionnons que les constats auxquels conduit l'estimation d'un modèle pouvant tenir compte de l'hétérogénéité inobservée (un modèle log-logistique avec effets aléatoires où les observations n'étaient cependant pas pondérées) sont les mêmes que ceux présentés ici. Une autre limite de notre étude a trait à la faible efficacité de plusieurs tests statistiques en raison de tailles échantillonnales parfois réduites.

Le premier départ à la retraite (que nous avons examiné ici sur l'intervalle allant de 50 à 65 ans) n'est qu'un aspect du processus au terme duquel les travailleurs quittent définitivement le marché du travail. Certains individus, dont le nombre pourrait être appelé à croître, travaillent sans interruption bien au-delà de 65 ans, et il serait pertinent de vérifier si les mêmes facteurs exercent les mêmes influences sur la transition à la retraite avant et après cet âge. D'autres prennent leur retraite plus d'une fois, et on sait encore peu de choses sur les facteurs qui contribuent à ces allers-retours.

RÉFÉRENCES

BERNARD, André, et Chis LI (2006). *Le décès d'un conjoint : les conséquences sur les revenus des femmes et des hommes âgés*, Ottawa : Statistique Canada, 13 p., produit n° 11-621-MIF2006046 au catalogue de Statistique Canada.

BLOSSFELD, Hans-Peter, et Götz ROHWER (2002). *Techniques of Event History Modeling: New Approaches to Causal Analysis*, 2e édition, Mahwah (New Jersey) : Lawrence Erlbaum Associates, 321 p.

BOWLBY, Geoff (2007). « Définir la retraite », *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 8, n° 2, p. 17-21, produit n° 75-001-XIF au catalogue de Statistique Canada.

COMPTON, Janice (2001). *Determinants of retirement: Does money really matter?* Ottawa : Ministère des Finances, document de travail 2001-02, 44 p.

DENTINGER, Emma, et Marin CLARKBERG (2002). « Informal caregiving and retirement timing among men and women », *Journal of Family Issues*, vol. 23, n° 7, p. 857-879.

DENTON, Frank T., et Byron G. SPENCER (2009). « What is retirement? A review and assessment of alternative concepts and measures », *Canadian Journal on Aging/Revue canadienne du vieillissement*, vol. 28, n° 1, p. 63-76.

GUSTMAN, Alan L., et Thomas L. STEINMEIER (2000). « Retirement in dual-career families : A structural model », *Journal of Labor Economics*, vol. 18, n° 3, p. 503-545.

HAYWARD, Mark D., Samantha FRIEDMAN et Hsinmu CHEN (1998). « Career trajectories and older men's retirement », *The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, vol. 53B, n° 2, p. S91-S103.

HÉBERT, Benoît-Paul, et May LUONG (2008). « Emploi de transition », *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 9, n° 11, p. 5-12, produit n° 75-001-XIF au catalogue de Statistique Canada.

HENKENS, Kène, et Hanna van SOLINGE (2002). « Spousal influences on the decision to retire », *International Journal of Sociology*, vol. 32, n° 2, p. 55-74.

HENRETTA, John C., et Angela M. O'RAND (1983). « Joint retirement in the dual worker family », *Social Forces*, vol. 62, n° 2, p. 504-520.

HOCHGUERTEL, Stefan (2010). *Self-employment around retirement age*. Tinbergen Institute Discussion Paper n° TI 2010-067/3, 44 p.

KUBICEK, Bettina, et autres (2010). « Work and family characteristics as predictors of early retirement in married men and women », *Research on Aging*, vol. 32, n° 4, p. 467–498.

MARSHALL, Katherine (2011). « Prendre sa retraite avec des dettes », *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 23, n° 2, p. 3-13, produit n° 75-001-XIF au catalogue de Statistique Canada.

McGARRY, Kathleen (2004). « Do changes in health affect retirement expectations? », *The Journal of Human Resources*, vol. 39, n° 3, p. 624-648.

MILAN, Anne, et Mireille VÉZINA (2011). *Conjugal unions and other living arrangements of seniors in Canada*, communication présentée à la conférence nationale du Réseau canadien des Centres de données de recherche, 4 et 5 octobre 2011, Edmonton, [En ligne]. [www.rdc-cdr.ca/sites/default/files/4b_oct5_anne_milan_sept26.pdf].

NOUROZ, Hasheem, et Leroy O. STONE, « Les modèles distinctifs de transitions à la retraite chez les travailleurs autonomes », dans STONE, Leroy O. (dir.) (2006), *Les nouvelles frontière [sic] de recherche au sujet de la retraite*, Ottawa : Statistique Canada, p. 279-318, produit n° 75-511-XIF au catalogue de Statistique Canada.

PARK, Jungwee (2010). « Facteurs de santé et retraite anticipée chez les travailleurs âgés », *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 11, n° 6, p. 5-13, produit n° 75-001-XIF au catalogue de Statistique Canada.

PIENTA, Amy M. (2003). « Partners in marriage : An analysis of husbands' and wives' retirement behavior », *The Journal of Applied Gerontology*, vol. 22, n° 3, p. 340-358.

PLEAU, Robin L. (2010). « Gender differences in postretirement employment », *Research on Aging*, vol. 32, n° 3, p. 267-303.

PYPER, Wendy, et Philip GILES (2002). « À l'approche de la retraite », *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 3, n° 9, p. 5-12, produit n° 75-001-XIF au catalogue de Statistique Canada.

RAYMO, James M., et autres (2010). « Later-life employment preferences and outcomes : The role of midlife work experiences », *Research on Aging*, vol. 32, n° 4, p. 419–466.

RAYMO, James M., et autres (2011). « Precarious employment, bad jobs, labor unions, and early retirement », *The Journals of Gerontology Series B : Psychological Sciences and Social Sciences*, vol. 66B, n° 2, p. 249-259.

REITZES, Donald C., Elizabeth J. MUTRAN et Maria E. FERNANDEZ (1998). « The decision to retire : A career perspective », *Social Science Quarterly*, vol. 79, n° 3, p. 607-619.

RICE, Neil. E., et autres (2011). « Common health predictors of early retirement : Findings from the English Longitudinal Study of Ageing », *Age and Ageing*, vol. 40, n° 1, p. 54-61.

SCHELLENBERG, Grant, et Yuri OSTROVSKY (2008). « Prendre sa retraite ensemble? » *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 9, n° 4, p. 5-13, produit n° 75-001-XIF au catalogue de Statistique Canada.

SCHELLENBERG, Grant, Martin TURCOTTE et Bali RAM. « Les caractéristiques changeantes des couples d'âge mûr et la retraite conjointe au Canada », dans STONE, Leroy O. (dir.) (2006), *Les nouvelles frontière [sic] de recherche au sujet de la retraite*, Ottawa : Statistique Canada, p. 219-240, produit n° 75-511-XIF au catalogue de Statistique Canada.

SCHIRLE, Tammy (2010). « Health, pensions, and the retirement decision : Evidence from Canada », *Canadian Journal on Aging/Revue canadienne du vieillissement*, vol. 29, n° 4, p. 519-527.

SMITH, Deborah B., et Phyllis MOEN (1998). « Spousal influence on retirement: His, her, and their perceptions », *Journal of Marriage and the Family*, vol. 60, n° 3, p. 734-744.

SZINOVACZ, Maximiliane E. « Les familles et la retraite », dans STONE, Leroy O. (dir.) (2006), *Les nouvelles frontière [sic] de recherche au sujet de la retraite*, Ottawa : Statistique Canada, p. 219-240, produit n° 75-511-XIF au catalogue de Statistique Canada.

SZINOVACZ, Maximiliane E., et Stanley DI VINEY (2000). « Marital characteristics and retirement decisions », *Research on Aging*, vol. 22, n° 5, p. 470-498.

SZINOVACZ, Maximiliane E., Stanley DI VINEY et Adam DAVEY (2001). « Influences of family obligations and relationships on retirement : Variations by gender, race, and marital status », *The Journals of Gerontology Series B : Psychological Sciences and Social Sciences*, vol. 56B, n° 1, p. S20-S27.

TURCOTTE, Martin, et Grant SCHELLENBERG (2005). « Stress au travail et retraite », *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 6, n° 7, p. 13-17, produit n° 75-001-XIF au catalogue de Statistique Canada.

WANNELL, Ted (2007). « Les jeunes retraités », *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 8, n° 2, p. 5-14, produit no 75-001-XIF au catalogue de Statistique Canada.

ZIMMERMAN, Lillian, et autres (2000). « Unanticipated consequences : A comparison of expected and actual retirement timing among older women », *Journal of Women & Aging*, vol. 12, n° 1, p. 109-128.

L'ÉVOLUTION RÉCENTE DES COMPORTEMENTS DE RETRAITE AU CANADA

Pierre Lefebvre, Philip Merrigan et Pierre-Carl Michaud
Université du Québec à Montréal[1]

De plus en plus, les Canadiens remettent à plus tard le moment de leur retraite et d'autres retournent au travail après une période plus ou moins longue de retrait du marché du travail. Ces changements récents dans les comportements de retraite méritent certainement d'être examinés plus à fond vu leur importance cruciale pour l'élaboration de politiques publiques adéquates. S'appuyant sur les données de l'*Enquête sociale générale* de 1994, 2002 et 2007, notre étude jette un éclairage nouveau sur le sujet en s'intéressant à trois aspects de la question. Nous analysons les comportements des personnes qui sont aujourd'hui retraitées, les projets de celles qui travaillent et sont à l'aube de leur retraite et les choix de celles qui contemplent l'idée d'un retour sur le marché du travail après avoir initialement pris leur retraite. Nos résultats suggèrent que le phénomène d'une présence prolongée sur le marché du travail et celui d'un retour sur le marché du travail après une première retraite sont susceptibles de prendre de l'importance. Sans vouloir minimiser les pressions qui continueront de s'exercer sur les régimes publics et privés de retraite, ces résultats sont plutôt encourageants.

Au Canada comme ailleurs, un phénomène notable des dernières années a été le prolongement de la vie active parmi les personnes âgées de 55 à 64 ans, et particulièrement parmi les femmes. Alors que de 1980 jusqu'au début des années 1990, l'âge moyen à la retraite était en constante baisse, on semble observer un retournement de situation. De plus en plus, des personnes remettent à plus tard le moment de leur retraite et d'autres retournent au travail après une période plus ou moins longue de retrait du marché du travail. Aussi, les Canadiens qui approchent l'âge de la retraite se disent plus inquiets quant au caractère suffisant de leur revenu de retraite et affichent un plus grand degré d'incertitude quant au choix du moment de leur retraite que par le passé[2].

1. Les auteurs souhaitent remercier *Ressources humaines et Développement des compétences Canada* pour son appui financier à la réalisation de cette recherche ainsi que Carole Vincent pour la synthèse en français du rapport original rédigé en anglais.

2. Pour des analyses de l'évolution des comportements de retraite au Canada, voir notamment les travaux de Carrière et Galarneau (2011), Gomez et Gunderson (2009), Kieran (2001), Marschall et Ferrao (2007), Schellenberg (2004) et Schellenberg et Ostrovsky (2008).

La décision de prendre ou non sa retraite est le résultat d'un processus complexe et les mécanismes à l'œuvre sont multiples. Dans leur analyse de l'évolution récente des comportements de retraite aux États-Unis, Blau et Goldstein (2010) concluent que les modifications au régime de retraite de la sécurité sociale américaine, l'entrée massive des femmes sur le marché du travail et le fait que les travailleurs sont de plus en plus scolarisés expliquent en grande partie les hausses récentes dans l'âge moyen à la retraite. Schirle (2008) conclut également que la participation accrue des femmes sur le marché du travail serait un facteur-clé, autant pour les hommes que pour les femmes. Plus d'hommes demeureraient actifs plus longtemps sur le marché du travail parce que leurs conjointes travaillent aussi. Selon ses analyses, cet effet de *complémentarité dans le loisir* au sein des ménages pourrait expliquer le quart, le tiers et même presque la moitié de l'augmentation des taux de participation des hommes âgés de 55 à 64 ans observés aux États-Unis, au Royaume-Uni et au Canada, respectivement, depuis le milieu des années 1990.

Les revenus que les travailleurs anticipent recevoir lorsqu'ils se retireront du marché du travail jouent aussi un rôle crucial dans la décision de continuer ou non de travailler au-delà d'un certain âge. En particulier, la tendance à la baisse de l'adhésion à des régimes de pension à prestations déterminées qui garantit un revenu fixe à la retraite pourrait amener un nombre grandissant de travailleurs à revoir leurs projets de retraite. Aussi, les régimes de pension et de retraite ont souvent des méthodes de calcul des prestations de retraite qui pénalisent indûment ceux et celles qui choisissent de travailler au-delà de l'âge normal de retraite et incluent peu ou pas de facteurs financiers dissuadant les personnes à prendre une retraite anticipée[3].

Enfin, la santé est certainement un facteur important du passage à la retraite. Avec la diminution notoire des taux de morbidité au Canada, on peut s'attendre à ce que plus de gens vivent en meilleure santé et donc qu'ils soient capables de travailler plus longtemps. Aussi, étant donné la probabilité qu'ils vivent plus longtemps après leur retraite compte tenu de leur plus longue espérance de vie, les travailleurs pourraient devoir prolonger leur période de vie active pour accumuler davantage de richesse et ainsi pouvoir subvenir à leurs besoins tout au long de leur vie.

Les changements récents dans les comportements de retraite au Canada méritent certainement d'être examinés plus à fond vu leur importance cruciale pour l'élaboration de politiques publiques adéquates. S'appuyant sur les données de trois cycles de l'*Enquête sociale générale*, notre étude jette un éclairage nouveau sur le sujet en s'intéressant à trois aspects de la question. Nous analysons les comportements des personnes qui sont aujourd'hui retraitées, les projets de celles qui travaillent et sont à l'aube de leur retraite et les choix de celles qui contemplent l'idée d'un retour sur le marché du travail après avoir initialement pris leur retraite. Notre approche offre donc une perspective unique, puisque les comportements de travailleurs qui se trouvent à des étapes différentes de leur cheminement professionnel sont étudiés sur une période de près de 15 ans. Les uns ont pris leur retraite il y a plus de deux décennies, alors que les autres envisagent une retraite qui ne surviendra que dans plusieurs années d'ici.

ÉCHANTILLONS DE RECHERCHE, TENDANCES ET CONSTATS GÉNÉRAUX

Notre étude s'appuie sur les données de trois cycles de l'*Enquête sociale générale* (ESG) qui s'intéressaient particulièrement aux questions du vieillissement et de la retraite. L'ESG de 1994 portait sur les études, le travail et la retraite et a été réalisée auprès de plus de 12 000 répondants dont 5000 étaient âgés de 45 ans et plus. L'ESG de 2002 portait sur le soutien social et le vieillissement et celle de 2007 portait sur la planification de la retraite et les attentes des travailleurs plus âgés. Elles contenaient chacune les réponses de près de 25 000 personnes âgées de 45 ans et plus.

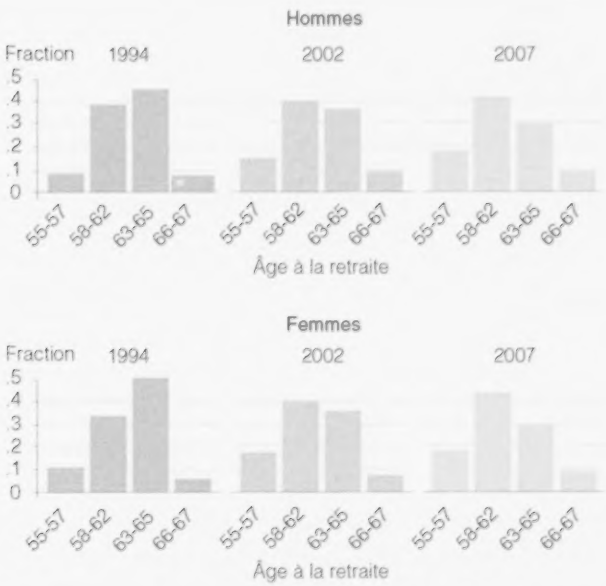
Pour réaliser nos analyses, nous avons construit trois échantillons de recherche. Le premier échantillon est composé des personnes retraitées âgées de 68 à 80 ans au moment des enquêtes de 1994, 2002 et 2007. Le second échantillon est composé des personnes âgées de 45 à 54 ans au moment des enquêtes, qui travaillent et qui n'ont jamais pris leur retraite. Ces deux échantillons pris ensemble nous permettent d'étudier les comportements passés ou prévus de retraite des personnes qui ont atteint

3. Voir à ce sujet les analyses de Baker, Gruber et Milligan (2003), Milligan et Schirle (2006) et Stock et Wise (1990).

l'âge de 65 ans entre les années 1979 et 2004 (premier échantillon), et celles qui ont atteint ou atteindront l'âge de 65 ans entre les années 2004 et 2027 (deuxième échantillon). Le troisième échantillon est composé de toutes les personnes âgées de 55 à 70 ans qui ont pris leur retraite à un moment de leur vie, incluant celles qui sont retournées sur le marché du travail au moment de l'enquête et celles qui sont demeurées hors de la population active[4].

Comme le montre la figure 1, parmi les personnes qui ont atteint l'âge de 65 ans entre les années 1979 et 2004, la proportion de celles qui ont pris leur retraite à des âges précoces (de 55 à 57 ans) a considérablement augmenté au fils des années, alors que la proportion de celles qui ont pris leur retraite alors qu'elles étaient âgées de 63 à 65 ans a considérablement diminué. En 1994, la proportion des travailleurs qui avaient pris leur retraite alors qu'ils étaient âgés de 55 à 57 ans atteignait à peine 10 %, alors qu'en 2007 cette proportion s'élevait à près de 20 %, aussi bien parmi les hommes que parmi les femmes. Les travailleurs qui étaient sur le point de prendre leur retraite n'afficheraient toutefois pas cette préférence accrue pour un retrait précoce du marché du travail comme le montre la figure 2. La proportion des travailleurs qui étaient âgés de 45 à 54 ans au moment des enquêtes et qui envisageaient de prendre leur retraite à 55, 56 ou 57 ans a considérablement diminué de 1994 à 2007, particulièrement pour les femmes, passant de 40 % à moins de 30 %. Nos résultats sont cohérents avec ceux d'études récentes publiées par Statistique Canada et qui fournissent des éléments probants voulant qu'il y ait eu un renversement de tendance dans le phénomène de la retraite anticipée à la fin des années 1990[5].

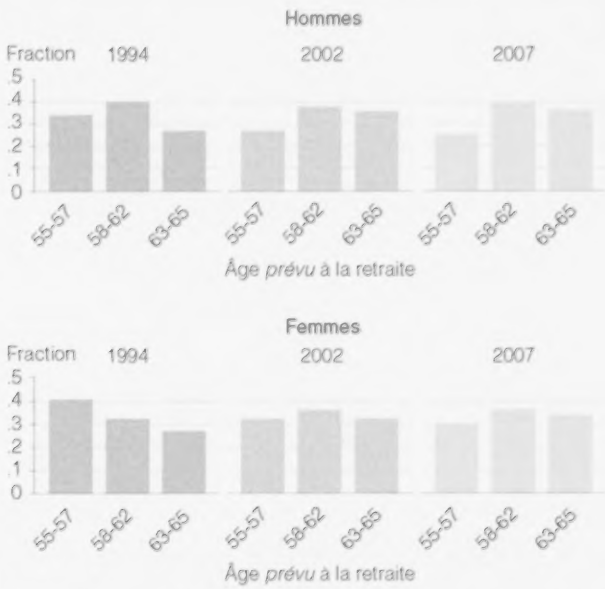
Figure 1 Tendances dans les âges à la retraite des personnes retraitées âgées de 68 à 80 ans en 1994, 2002 et 2007, Canada



Source : Statistique Canada, *Enquête sociale générale* de 1994, 2002 et 2007, Fichier maître.

Compilation : Lefebvre, Merrigan et Michaud (2011).

Figure 2 Tendances dans les âges *prévus* à la retraite des travailleurs âgés de 45 à 54 ans en 1994, 2002 et 2007, Canada



Source : Statistique Canada, *Enquête sociale générale* de 1994, 2002 et 2007, Fichier maître.

Compilation : Lefebvre, Merrigan et Michaud (2011).

4. Les trois échantillons de recherche excluent les personnes qui n'ont jamais travaillé.

5. Voir notamment les analyses de Carrière et Galarneau (2011).

Ce revirement de tendance entre les comportements *observés* et les comportements *prévus* de retraite des différentes générations de travailleurs est également apparent lorsqu'on compare l'évolution de l'âge moyen à la retraite. Comme l'illustre le tableau 1, l'âge moyen à la retraite était en constante régression parmi les personnes qui ont pris leur retraite de 1994 à 2007, passant de 61,56 ans en 1994 à 60,19 en 2007, un recul de 1,37 an. À l'inverse, l'âge moyen auquel les travailleurs envisageaient de prendre leur retraite était en augmentation parmi les cohortes plus récentes de travailleurs, passant de 58,94 ans en 1994 à 60,53 ans en 2007, une hausse de 1,59 an.

Des analyses statistiques préliminaires suggèrent qu'il n'y aurait pas de différences statistiquement significatives entre les hommes et les femmes dans les tendances qui se dégagent entre 1994 et 2007. Toutefois, le niveau de scolarité semble jouer un rôle significatif : notamment, l'âge moyen prévu à la retraite aurait augmenté davantage parmi les plus scolarisés. Il semble aussi que la tendance à la baisse dans l'âge moyen *observé* à la retraite aurait été moins prononcée dans le reste du Canada qu'au Québec, et que la tendance à la hausse dans l'âge moyen prévu à la retraite aurait été moins forte dans le reste du Canada qu'au Québec.

Tableau 1 Tendances des âges moyens à la retraite selon certaines caractéristiques, Canada, 1994 à 2007

	Âge moyen à la retraite			Âge moyen *prévu* à la retraite		
	1994	2002	2007	1994	2002	2007
Tous	**61,56**	**60,77**	**60,19**	**58,94**	**60,05**	**60,53**
	Changement dans l'âge moyen à la retraite entre 1994 et 2007			Changement dans l'âge moyen *prévu* à la retraite entre 1994 et 2007		
Tous			**–1,37**			**1,59**
Sexe						
Homme			–1,32			1,52
Femme			–1,19			1,64
Niveau de scolarité						
Secondaire non complété			–0,90			2,17
Secondaire complété			–1,97*			2,42
Postsecondaire complété			–1,65			1,09**
Universitaire complété			–1,72			1,30**
Statut conjugal						
Vit en couple			–1,52			1,52
Ne vit pas en couple			–1,08**			1,28**
Lieu de naissance						
Canada			–1,49*			1,66
Ailleurs			–0,89			1,32
Lieu de résidence						
Québec			–2,22			1,98
Reste du Canada			–1,11**			1,36**
Régime privé de retraite						
Oui			–1,94**			1,18**
Non			–0,56			2,10

Note : Un astérisque (*) indique une signification statistique au niveau de 10 % et deux astérisques (**) une signification statistique au niveau de 5 %.

Source : Statistique Canada, *Enquête sociale générale* de 1994, 2002 et 2007, Fichier maître.

Compilation : Lefebvre, Merrigan et Michaud (2011).

Lorsqu'on leur demandait quelle est la principale raison de prendre leur retraite, les personnes retraitées âgées de 68 à 80 ans en 1994 et en 2002 indiquaient la santé en tout premier lieu, suivie du fait d'occuper un emploi avec départ obligatoire à la retraite. L'accès à un programme de retraite anticipée venait au troisième rang. En 2007, la santé demeurait la raison première bien que dans une moins grande proportion, ce qui ne saurait surprendre vu les améliorations dans l'état de santé des aînés au cours des dernières années. Toutefois, c'est l'accès à un programme de retraite anticipée qui occupait alors le deuxième rang. L'augmentation de la proportion des personnes rapportant cette raison était plus accentuée pour les hommes que pour les femmes.

Notre troisième échantillon de recherche nous permettait d'examiner le phénomène de retour au travail après une première retraite, un phénomène relativement récent. La proportion des personnes âgées de 55 à 70 au moment des enquêtes qui avaient pris leur retraite pour ensuite retourner sur le marché du travail a presque triplé entre 1994 et 2002, passant de 5 % en 1994 à 14 % en 2002 puis 13 % en 2007. Lorsqu'on leur demandait quelle est la principale raison de ce retour en emploi, les exigences financières venaient bien largement au premier rang.

Ce sont les personnes âgées de 55 à 60 ans qui semblaient le plus souvent faire le choix de rompre avec leur statut de retraité, et particulièrement les hommes. C'était le cas de plus du quart des hommes de cette catégorie d'âge en 2002 et en 2007, alors que chez les femmes la proportion se situe juste au-dessus des 20 %. Ce phénomène a même gagné de l'importance parmi les hommes âgés de 61 à 64 ans en 2007 puisque 20 % d'entre eux étaient retournés sur le marché du travail comparativement à seulement 5 % en 1994.

RÉSULTATS D'ANALYSES DE RÉGRESSIONS

Des analyses de régression plus poussées permettent de mieux évaluer l'importance de divers facteurs dans la prise de décision en matière de retraite. Pour analyser les comportements des personnes retraitées, nous avons réalisé une série de régressions à partir de notre premier échantillon de recherche. Nous avons estimé les taux de sortie du marché du travail – ou *risque de sortie* – en nous basant sur un modèle logarithmique double complémentaire, ce qui revient à estimer la probabilité de prendre sa retraite *conditionnelle à la durée en emploi*. Étant donné que le risque de sortie du marché du travail débute au même âge pour tous, l'effet de l'âge est équivalent à l'effet de la durée en emploi.

Nous avons réalisé des régressions séparées pour chaque année (1994, 2002 et 2007) puis groupées, pour les femmes et les hommes ensemble, puis séparément selon le sexe. Une sélection de nos résultats est présentée au tableau 2[6].

On constate que le coefficient associé à l'âge est positif, ce qui confirme que la probabilité de prendre sa retraite augmente avec la durée en emploi[7]. L'effet de durée est plus important chez les hommes que chez les femmes. Il n'est pas surprenant de constater que le fait d'avoir atteint l'âge de 65 ans et ainsi devenir admissible aux prestations de la sécurité de la vieillesse a un impact positif important sur la décision de prendre sa retraite. Aussi, le fait de recevoir des prestations en vertu d'un régime de pension privé exerce un impact positif sur la probabilité de prendre sa retraite. L'admissibilité à des prestations du Régime de pension du Canada (RPC) ou de la Régie des rentes du Québec (RRQ) à 60 ans serait un facteur-clé, mais seulement pour les femmes. Le fait de vivre en couple exerce une influence positive sur la probabilité, mais encore ici, pour les femmes seulement, alors que l'état de santé serait un facteur déterminant uniquement pour les hommes. Un état de santé mauvais ou passable aurait tendance à précipiter la décision de prendre sa

6. Les régressions ont été réalisées en tenant compte d'autres facteurs que ceux présentés au tableau 2 comme le lieu de naissance (au Canada ou ailleurs), le niveau de revenu du ménage, le niveau de revenu tiré des investissements, le fait d'être propriétaire ou non de son logement, le nombre d'enfants vivant au sein du ménage et le milieu de résidence (rural ou urbain). Pour simplifier la présentation, nous avons sélectionné seulement les éléments les plus éclairants.

7. Autrement dit, le risque de sortie affiche une dépendance positive par rapport à la durée.

Tableau 2 Taux de sortie du marché du travail : sélection de résultats de régressions groupées, personnes retraitées âgées de 68 à 80 ans en 1994, 2002 et 2007, Canada

	Tous	Hommes	Femmes
Âge	0,201***	0,234***	0,173***
Sexe (réf : femme)			
Homme	−0,317***	–	–
RPC/RRQ (réf : Non admissible)			
Admissible puisque 60 ans ou plus	0,155**	0,105	0,176*
Sécurité de la vieillesse (réf : Non admissible)			
Admissible puisque 65 ans ou plus	0,650***	0,504***	0,841***
Statut conjugal (réf : Ne vit pas en couple)			
Vit en couple	0,084**	0,030	0,107*
Niveau de scolarité (réf : Secondaire non complété)			
Secondaire complété	−0,079	−0,149*	−0,028
Postsecondaire complété	−0,079*	0,003	−0,146**
Universitaire complété	−0,136**	−0,228***	0,019
Lieu de résidence (réf : Ontario)			
Provinces de l'Atlantique	0,105*	0,08	0,142**
Québec	0,129**	0,129*	0,103
Manitoba	−0,053	−0,111	0,014
Saskatchewan	−0,193**	−0,361***	0,034
Alberta	−0,082	−0,075	−0,115
Colombie-Britannique	0,137**	0,163**	0,066
État de santé (réf : Bon)			
Excellent	−0,053	−0,036	−0,060
Très bon	0,005	0,019	−0,024
Passable	0,208***	0,311***	0,063
Mauvais	0,275**	0,389***	0,049
Régime privé de retraite (réf : Non)			
Oui	0,313***	0,483***	0,099*
Propriétaire de son logement (réf : Non)			
Oui	−0,010	−0,075	0,048
Année (réf : 1994)			
2002	0,125**	0,152**	0,065
2007	0,114**	0,153**	0,077
Constante	−5,444***	−6,338***	−4,884***
Taille de l'échantillon	7 153	3 762	3 629

Note : Un astérisque (*) indique une signification statistique au niveau de 10 %, deux astérisques (**) au niveau de 5 %, et trois astérisques (***) au niveau de 1 %.

Source : Statistique Canada, *Enquête sociale générale* de 1994, 2002 et 2007, Fichier maître.

Compilation : Lefebvre, Merrigan et Michaud (2011).

retraite. Les coefficients associés à l'année de l'enquête capturent les effets de période ou de cohorte et montrent un impact fortement positif sur le taux de sortie du marché du travail pour les années 2002 et 2007 comparé à 1994. Toutefois, ce facteur n'est statistiquement significatif que lorsqu'on restreint l'échantillon aux hommes.

Qu'en est-il des facteurs qui sont les plus déterminants dans les projets de retraite des personnes âgées de 45 à 54 ans et qui étaient toujours présentes sur le marché du travail au moment des enquêtes? Pour répondre à cette question, nous avons réalisé une série de régressions séparées pour chaque année (1994, 2002 et 2007) puis groupées, pour les femmes et les hommes ensemble puis séparément selon le sexe. Une sélection de nos résultats est présentée au tableau 3[8].

Nos résultats indiquent que plus les personnes approchent le milieu de la cinquantaine, plus l'âge prévu de la retraite est élevé, pour les hommes et pour les femmes. Selon nos estimations, les hommes envisageraient de prendre leur retraite presque une année plus tard que les femmes. Les femmes vivant en couple envisageraient de prendre leur retraite 10 mois plus tôt que les femmes vivant seules. Les hommes ayant fait des études universitaires envisageraient de prendre leur retraite presque 9 mois plus tard que ceux n'ayant pas même complété le secondaire.

Plusieurs autres facteurs sont susceptibles d'amener les travailleurs à envisager de prendre leur retraite plus tôt. Le fait de pouvoir compter sur des prestations en vertu d'un régime de pension privé devance les projets de retraite de plus d'une année et demie, alors qu'être propriétaire de son logement les devance de un an. Le niveau de revenu du ménage joue également un rôle important comme en témoignent les coefficients fortement positifs pour les catégories de faibles revenus et fortement négatifs pour les revenus plus élevés. Ces résultats sont cohérents avec le fait que les programmes gouvernementaux comme la pension de sécurité de la vieillesse, le supplément de revenu garanti et le RPC et la RRQ assurent un niveau de vie plutôt similaire avant et après la retraite aux personnes à faible revenu. Par contre, les personnes à plus hauts revenus pourraient être plus enclines à reporter à plus tard le moment de la retraite puisqu'elles risquent de voir leur niveau de vie chuter plus dramatiquement à la retraite, à moins d'avoir accumulé suffisamment d'épargnes privées. Enfin, les analyses de régressions confirment la tendance à la hausse constatée précédemment dans l'âge prévu de retraite : nos estimations suggèrent que les travailleurs âgés de 45 à 54 ans en 2007 envisageaient de prendre leur retraite deux ans plus tard que ceux âgés de 45 à 54 ans en 1994.

Le tableau 4 présente les résultats de régressions concernant les facteurs déterminants de la décision de retourner ou non en emploi après s'être retiré une première fois du marché du travail. Ici, on a réalisé des régressions en se basant sur un modèle logit utilisant les données des trois enquêtes combinées puis séparément pour les années 2002 et 2007. En raison de la faible taille de l'échantillon de 1994, on n'a pu réaliser de régression pour cette seule année.

C'est l'état de santé de la personne au moment de l'enquête qui apparaît comme le facteur ayant le plus d'impact sur la décision de retourner sur le marché du travail après avoir pris sa retraite. On n'est pas surpris de constater qu'un état de santé mauvais ou passable aurait tendance à décourager les personnes de retourner sur le marché du travail. Les hommes afficheraient une probabilité sensiblement plus grande que les femmes de faire un retour en emploi. Enfin, le lieu de résidence aurait un impact important : en particulier, les résidants du Québec et de la Colombie-Britannique seraient moins enclins que les Ontariens à retourner sur le marché du travail, alors que c'est l'inverse pour ceux qui résident au Manitoba.

---

8. Les régressions présentées ici s'appuient sur un modèle linéaire des moindres carrés ordinaires. Bien qu'un modèle de probit ordonné ait été plus approprié, le modèle linéaire rend l'interprétation des coefficients plus intuitive. On a vérifié que les résultats ne sont pas bien différents de ceux obtenus par l'estimation d'un modèle probit ordonné. Notons à nouveau que les régressions ont été réalisées en tenant compte d'autres facteurs que ceux présentés au tableau 3 comme le lieu de naissance (au Canada ou ailleurs), l'état de santé, le niveau de revenu tiré des investissements, le nombre d'enfants vivant au sein du ménage, le milieu de résidence (rural ou urbain), le type d'industrie et la profession. Pour simplifier la présentation, nous avons sélectionné seulement les éléments les plus éclairants.

Tableau 3 Âge prévu à la retraite : sélection de résultats de régressions linéaires, travailleurs âgés de 45 à 54 ans en 1994, 2002 et 2007, Canada

	Tous	Hommes	Femmes
Âge	0,174***	0,152***	0,191***
Sexe (réf : femme)			
Homme	0,956***	–	–
Statut conjugal (réf : Ne vit pas en couple)			
Vit en couple	−0,468***	0,249	−0,859***
Niveau de scolarité (réf : Secondaire non complété)			
Secondaire complété	−0,440*	−0,185	−0,751*
Postsecondaire complété	0,109	0,010	0,106
Universitaire complété	0,700***	0,754**	0,462
Revenu du ménage (réf : entre 40 et 50 000 $)			
Manquant	−0,468	−0,675	−0,223
Moins de 5 000 $	2,891**	5,149***	−0,471
Entre 5 000 et 10 000 $	1,957***	2,249	1,730
Entre 10 000 et 15 000 $	2,273***	1,298	2,966***
Entre 15 000 et 20 000 $	1,158**	0,212	1,289**
Entre 20 000 et 30 000 $	0,894**	0,609	1,007**
Entre 30 000 et 40 000 $	1,073***	1,253***	1,058***
Entre 50 000 et 60 000 $	0,005	0,150	−0,064
Entre 60 000 et 80 000 $	−0,520*	−0,429	−0,574
Entre 80 000 et 100 000 $	−0,775***	−0,581	−0,891**
100 000 $ et plus	−1,366***	−1,157***	−1,658***
Lieu de résidence (réf : Ontario)			
Provinces de l'Atlantique	−0,675***	−0,775***	−0,894***
Québec	−1,074***	−0,756***	−1,515***
Manitoba	−0,769***	−0,954**	−0,705*
Saskatchewan	0,019	0,489	−0,576
Alberta	0,168	0,155	0,182
Colombie-Britannique	0,066	0,549*	−0,579**
Régime privé de retraite (réf : Non)			
Oui	−1,652***	−1,888***	−1,240***
Propriétaire de son logement (réf : Non)			
Oui	−1,118***	−0,895***	−1,405***
Année (réf : 1994)			
2002	1,027***	1,062***	0,924***
2007	1,704***	1,642***	1,744***
Taille de l'échantillon	8 291	4 179	4 112

Note : Un astérisque (*) indique une signification statistique au niveau de 10 %, deux astérisques (**) au niveau de 5 %, et trois astérisques (***) au niveau de 1 %.

Source : Statistique Canada, *Enquête sociale générale* de 1994, 2002 et 2007, Fichier maître.

Compilation : Lefebvre, Merrigan et Michaud (2011).

Tableau 4 Probabilité de retour au travail : sélection de résultats de régressions Logit, personnes âgées de 55 à 70 ans en 1994, 2002 et 2007 ayant pris leur retraite, Canada

	Groupées	2002	2007
Âge	−0,012***	−0,016***	−0,012***
Sexe (réf : femme)			
Homme	0,070***	0,092***	0,091***
Statut conjugal (réf : Ne vit pas en couple)			
Vit en couple	0,001	−0,001	−0,003
Niveau de scolarité (réf : Secondaire non complété)			
Secondaire complété	0,025**	0,049**	0,016
Postsecondaire complété	0,041***	0,063***	0,031**
Universitaire complété	0,079***	0,145***	0,054***
Lieu de résidence (réf : Ontario)			
Provinces de l'Atlantique	−0,011	0,008	−0,034*
Québec	−0,040***	−0,010	−0,043***
Manitoba	0,036**	0,027	0,071***
Saskatchewan	0,024	0,096***	−0,029
Alberta	0,047***	0,075***	0,039**
Colombie-Britannique	−0,031**	−0,018	−0,020
État de santé (réf : Bon)			
Excellent	0,037***	0,065***	0,038**
Très bon	−0,006	0,008	0,008
Passable	−0,100***	−0,118***	−0,113***
Mauvais	−0,217***	−0,410***	−0,141***
Régime privé de retraite (réf : Non)			
Oui	−0,011	−0,031**	−0,006
Propriétaire de son logement (réf : Non)			
Oui	−0,012	0,025	−0,036**
Année (réf : 1994)			
2002	0,073***	–	–
2007	0,060***	–	–
Taille de l'échantillon	10 216	4 535	4 587

Note : Un astérisque (*) indique une signification statistique au niveau de 10 %, deux astérisques (**) au niveau de 5 %, et trois astérisques (***) au niveau de 1 %.

Source : Statistique Canada, *Enquête sociale générale* de 1994, 2002 et 2007, Fichier maître.

Compilation : Lefebvre, Merrigan et Michaud (2011).

SOMMAIRE DES RÉSULTATS ET LEÇONS À TIRER POUR LES POLITIQUES PUBLIQUES

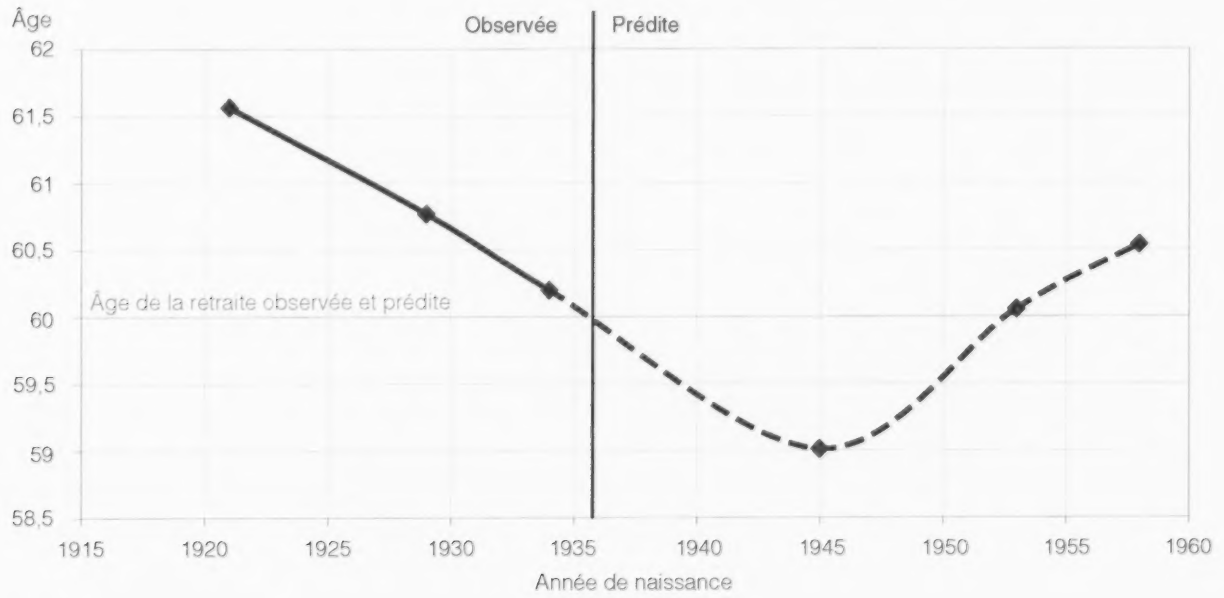
Au cours des prochaines décennies, des défis importants attendent les décideurs en matière de politiques publiques pour assurer la sécurité financière des aînés et l'adéquation des revenus de retraite. Avec le vieillissement de la population et l'allongement de l'espérance de vie, les régimes de retraite devront verser des prestations à plus de personnes et pendant plus longtemps. La solvabilité des régimes de retraite est souvent remise en cause, mais les experts ne s'entendent pas sur l'ampleur du problème ni sur l'urgence de la situation.

Diverses propositions pour s'attaquer aux problèmes ont fait l'objet d'études approfondies et ont été largement débattues ces dernières années, comme celle d'étendre la portée du Régime de pension du Canada (RPC) ou d'augmenter les taux de cotisation au régime, ou encore de créer de nouveaux mécanismes comme les régimes de pension agréés collectifs (RPAC) et le régime volontaire d'épargne-retraite (RVER) du Québec.

Ces discussions prennent place dans le contexte où, de plus en plus, lorsque les travailleurs ont accès à des prestations de retraite provenant de leur employeur, c'est dans le cadre d'un régime à cotisations déterminées plutôt qu'à prestations déterminées. Ainsi, plusieurs travailleurs cotisent à un régime sans toutefois avoir de garantie quant au montant de rente qui leur sera versé au moment de la retraite. Et bien sûr, le contexte économique mondial et l'incertitude sur les marchés financiers créent de sérieux maux de tête à ceux qui doivent faire des prévisions actuarielles et bien mesurer le réel fardeau financier que représenteront les pensions à verser aux futurs retraités.

Les résultats de notre étude montrent que bien que les retraités de demain vivront plus longtemps, créant une charge supplémentaire sur les fonds de pension et augmentant le taux de dépendance, ils seront aussi plus nombreux à reporter de quelques années le moment de la retraite et choisir de demeurer actifs plus longtemps sur le marché du travail. Ce revirement de tendance par rapport aux décennies antérieures est bien évident lorsque nos résultats sont illustrés en « reliant les points entre le passé et l'avenir », comme l'illustre la figure 3.

Figure 3 Âge moyen à la retraite observé et prévu, répondants aux enquêtes de 1994, 2002 et 2007, Canada



Source : Statistique Canada, *Enquête sociale générale* de 1994, 2002 et 2007, Fichier maître.
Compilation : Lefebvre, Merrigan et Michaud (2012).

Avant 1945, les cohortes de retraités avaient tendance à prendre leur retraite de plus en plus tôt. Toutefois, avec les retraités nés en 1945 – et donc qui ont atteint l'âge de 65 ans en 2010 – un revirement de tendance commençait à poindre. Des recherches ont montré qu'en moyenne, l'âge auquel les personnes envisageaient de prendre leur retraite est assez près de l'âge auquel elles prendront effectivement leur retraite. Les tendances qu'on observe dans les âges prévus à la retraite nous permettent donc de tirer des enseignements fiables sur ce que nous réserve l'avenir.

En somme, « si la tendance se maintient », le phénomène d'une présence prolongée sur le marché du travail et celui d'un retour sur le marché du travail après une première retraite sont susceptibles de prendre de l'importance. Sans vouloir minimiser les pressions qui continueront de s'exercer sur les régimes publics et privés de retraite en lien avec le vieillissement de la population canadienne et l'incertitude quant aux rendements de nos investissements collectifs, ces résultats sont plutôt encourageants.

RÉFÉRENCES

BAKER, M., J. GRUBER, et K. MILLIGAN (2003). « The Retirement Incentive Effects of Canada's Income Security Programs », *Canadian Journal of Economics* 36(2) 261–290.

BLAU, D. et R. GOLDSTEIN (2010). « Can Social Security Explain Trends in the Labour Force Participation of Older Men in the United States? », *Journal of Human Resources*, vol. 54, n° 2, Hiver, p. 328-63.

CARRIÈRE, Y. et D. GALARNEAU (2011). « Reporter sa retraite: Une tendance récente? », *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 23, n° 4, Hiver, composante du produit n° 75-001-X au catalogue de Statistique Canada.

GOMEZ, R. et M. GUNDERSON (2009). « For whom the retirement bell tolls: inter-temporal comparisons using the 1994 and 2002 Canadian General Social Survey », Canadian Labour Market et Skills Researcher Network, Document de travail n° 22.

KIERAN, P. (2001). « Retraite anticipée: tendances », *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 2, n° 9, septembre, produit n° 75-001-X au catalogue de Statistique Canada.

LEFEBVRE, P., P. MERRIGAN et P.-C. MICHAUD (2011). « The recent evolution of retirement patterns in Canada », Document de discussion n° 5979, Bonn: Institute for the Study of Labor (IZA).

MARSCHALL, K. et V. FERRAO (2007). « Participation des travailleurs âgées à la vie active », *Perspectives*, Août, Catalogue n° 75-001-XIE, p. 5-11.

MILLIGAN, K. et T. SCHIRLE (2006). « Public pensions and retirement: International evidence in the Canadian context », *Initiative de recherche sur les compétences de RHDCC-IC-CRSH*, Document de travail n° 2006-A-13: Ottawa.

SCHELLENBERG, G. (2004). « Projets et attentes des Canadiens non retraités de 45 à 59 ans en matière de retraite », Document de recherche, produit n° 11F0019MIF au catalogue de Statistique Canada, n° 223.

SCHELLENBERG, G. et OSTROVSKY, Y. (2008). « Planification de retraite et attentes des travailleurs plus âgés. » *Tendances sociales canadiennes*, (86). nº 11-008-XIF au catalogue de Statistique Canada.

SCHIRLE, T. (2008). « Why have the labour force participation rates of older men increased since the mid-1990s? », *Journal of Labour Economics*, vol. 26, nº 4, p. 549-594.

STOCK, J. et D. WISE (1990) « Pensions, the Option Value of Work, and Retirement », *Econometrica*, vol. 58, nº 5, p 1151-1180.

LA PRÉPARATION FINANCIÈRE À LA RETRAITE

59 Les différences entre les sexes dans la prise de décision en matière d'épargne et d'investissement

69 Conditions économiques et perspectives de retraite des travailleurs âgés au Québec

LES DIFFÉRENCES ENTRE LES SEXES DANS LA PRISE DE DÉCISION EN MATIÈRE D'ÉPARGNE ET D'INVESTISSEMENT

Carole Vincent[1]
consultante indépendante en études économiques et sociales

Au cours des prochaines décennies, le vieillissement de la population canadienne aura des répercussions importantes sur l'élaboration des politiques publiques, notamment celles qui concernent l'adéquation des revenus de retraite. Dans un contexte où la stabilité financière des personnes à la retraite sera de moins en moins la responsabilité de l'État et des employeurs et de plus en plus celle des personnes elles-mêmes, il est crucial d'examiner les façons d'améliorer la planification financière de la retraite. S'appuyant sur les données de l'*Enquête canadienne sur les capacités financières* de 2009, cette étude examine la façon dont le partage des responsabilités de la gestion des finances au sein du ménage contribue aux différences entre les femmes et les hommes dans la prise de décision en matière d'épargne et d'investissement. Nos résultats suggèrent que l'éducation financière auprès des femmes devrait occuper une place de choix dans l'éventail des mesures qui seront mises en œuvre au cours des prochaines années pour faire face aux défis du vieillissement.

La vie des femmes et des hommes s'est radicalement transformée au cours des dernières décennies en raison d'importants changements économiques, sociaux et démographiques[2]. L'un des changements les plus marquants est celui de l'entrée massive des femmes sur le marché du travail. Au milieu des années 1970, moins de la moitié des femmes âgées de 20 à 64 ans et qui vivaient en couple étaient présentes sur le marché du travail. Aujourd'hui, cette proportion s'élève à plus de 75 %. Bien que la participation au travail rémunéré demeure plus élevée chez les hommes que chez les femmes, l'écart s'atténue au fil du temps.

---

1. Carole Vincent est coauteure avec Taylor Shek-Wai Hui et Frances Woolley de l'étude *Understanding gender differences in retirement saving decisions* publiée en 2011 par la Société de recherche sociale appliquée. Une version du présent résumé de l'étude a été publiée dans la revue Regards sur le travail (volume 8, numéro 1) du ministère du Travail du Québec.

2. La discussion des changements économiques, sociaux et démographiques qui suit s'appuie sur les données de recensement, de l'*Enquête sociale générale*, de la Banque de données administratives longitudinales et des analyses de Beaupré & Cloutier (2007), Bernard & Li (2006), Li (2004), Marshall (2011a, 2011b) et McDonald (2006). Les statistiques sur l'espérance de vie sont tirées du site suivant : www40.statcan.gc.ca/l02/cst01/health72a-fra.htm. Les statistiques sur les taux d'incapacité chez les personnes sont tirées du site suivant : www40.statcan.gc.ca/l02/cst01/health71a-fra.htm.

Alors que le rôle économique des femmes se transforme, la vie de celles-ci au sein de leur famille se modifie aussi. La baisse de la fécondité, la hausse des séparations et des divorces et la progression de l'union libre font en sorte que le rôle et les responsabilités économiques des femmes aujourd'hui sont bien différents de ceux des générations précédentes. De plus en plus, les jeunes adultes, et particulièrement les jeunes femmes, reconnaissent le besoin croissant d'atteindre un niveau de scolarité plus élevé et retardent le moment d'une première union et l'arrivée du premier enfant.

Les femmes qui ont entre 40 et 60 ans aujourd'hui – les retraitées de demain – représentent la première génération de femmes à avoir été pleinement actives sur le marché du travail pendant la majeure partie de leur vie adulte. Une minorité non négligeable d'entre elles auront passé un grand nombre de ces années de vie active en tant que célibataires, séparées ou divorcées, certaines de celles-ci comme mères monoparentales, assurant souvent seules l'éducation et la responsabilité financière de leurs enfants.

Les femmes âgées vivant seules sont plus nombreuses que les hommes âgés dans la même situation, et ce, pour plusieurs raisons. Les femmes vivent en moyenne cinq années de plus que les hommes et, de nos jours, le nombre de veuves âgées de 65 ans et plus dépasse celui des veufs dans une proportion de quatre contre un. Aussi, à l'avenir, de plus en plus de femmes seront célibataires par choix, soit à la suite d'une séparation ou parce qu'elles auront choisi de vivre seules. Or, les personnes âgées qui vivent seules sont plus vulnérables, surtout si elles ont besoin de soins de longue durée, particulièrement en fin de vie, puisqu'elles ne peuvent compter sur le soutien d'un conjoint. Cette vulnérabilité est plus grande chez les femmes puisqu'elles sont plus susceptibles de vivre des incapacités : 41 % des hommes âgés de 65 ans et plus souffrent d'incapacités alors que ce taux s'élève à 45 % chez les femmes.

Ces importants changements dans la vie économique des femmes et des hommes surviennent dans un contexte où le financement des régimes de pension et de retraite subit de profondes transformations. L'habileté du système de pensions à soutenir adéquatement les personnes âgées est limitée par une série de changements fondamentaux récents. L'augmentation de l'espérance de vie combinée à une baisse de la fécondité signifie que la génération des *baby-boomers* continuera de représenter une grande proportion de la population et que plusieurs personnes âgées risquent de vivre au-delà de la durée de protection que leur offriront leurs épargnes. Ces tendances démographiques exercent des pressions financières sur le système public de revenu de retraite, et les avis d'experts sont partagés quant à l'ampleur de ces pressions et le degré d'urgence de la situation.

D'autres tendances mènent à des transformations profondes du système de pensions. Le déplacement des effectifs d'emploi du secteur privé vers des secteurs industriels qui offrent typiquement moins d'avantages sociaux signifie que moins de travailleurs bénéficient d'un régime de pension d'employeur. La moitié de travailleurs québécois ne cotisent pas à un régime d'employeur. Aussi, la tendance à la baisse de l'adhésion à des régimes de pension à prestations déterminée qui garantit un revenu fixe à la retraite peut être maintenant qualifiée de tendance lourde puisqu'on assiste à un revirement de situation dans le secteur privé. Aujourd'hui, un peu plus de 50 % des régimes privés d'employeurs au Québec sont des régimes à cotisations déterminées, soient des régimes auxquels les travailleurs doivent cotiser sans toutefois avoir de garantie quant au montant de rente qui leur seront versé au moment de la retraite[3].

Dans les années qui viennent, la stabilité financière des personnes à la retraite sera donc de moins en moins la responsabilité de l'État et des employeurs et incombera de plus en plus aux personnes elles-mêmes. Les femmes seront-elles bien préparées pour la retraite? *Understanding gender differences in retirement saving decisions*, une étude publiée récemment par la Société de recherche sociale appliquée, s'intéresse à cette question et évalue l'effet de l'autonomie économique des femmes au sein des ménages sur les décisions d'épargne. En utilisant les données de l'Enquête canadienne de 2009 sur la capacité financière, nous évaluons dans cette étude comment le partage des responsabilités de la gestion des finances au sein du ménage, les connaissances et pratiques en matière financière et la participation à un régime de pension d'employeur influencent les comportements en matière d'épargne et mettent en relief les différences entre les hommes et les femmes dans la prise de décision en matière d'épargne.

3. Voir Gouvernement du Québec (2012).

CADRE THÉORIQUE

Divers cadres analytiques fournissent des bases théoriques pour expliquer les différences entre les hommes et les femmes dans la prise de décision en matière d'épargne[4]. Selon la théorie économique classique du cycle de vie, les individus épargnent pour répartir également leur consommation dans le temps. Les individus choisiront des niveaux d'épargne tels que leur niveau de consommation durant leur retraite puisse être similaire à celui qu'ils auront maintenu pendant leur vie active sur le marché du travail. La planification pour la retraite se traduit donc par une épargne nette et l'acquisition d'actifs financiers durant la période de vie active, puis par une désépargne (c'est-à-dire une situation où les revenus gagnés sont inférieurs aux dépenses) et l'utilisation de l'usufruit tiré des actifs accumulés à la retraite.

À partir de ce cadre analytique et des observations socioéconomiques et démographiques discutées plus haut, on pourrait s'attendre à ce que les femmes épargnent davantage que les hommes, puisqu'elles risquent de vivre plus longtemps après leur retraite compte tenu de leur plus longue espérance de vie. Leurs épargnes devront financer une période de vie plus longue. À l'inverse, comme elles ont typiquement des revenus plus faibles que les hommes, on peut s'attendre à ce qu'elles épargnent moins, d'autant qu'en moyenne, une plus grande proportion de leurs revenus est affectée aux soins des enfants, ce qui en laisse moins pour l'épargne.

D'ailleurs, la nécessité d'épargner en vue de la retraite est moins urgente pour les personnes à plus faible revenu, si l'on tient compte des programmes gouvernementaux comme la pension de sécurité de la vieillesse, le supplément de revenu garanti et les régimes de pension du Canada et du Québec. Ces programmes assurent un niveau de vie plutôt similaire avant et après la retraite. La bonification du supplément de revenu garanti annoncée dans le budget fédéral de mars 2011 et d'autres allègements fiscaux accordés aux aînés et retraités en ce qui a trait au fractionnement du revenu de pension, au crédit en raison de l'âge et au crédit pour revenu de pension sont autant de mesures qui augmentent les taux de remplacement du revenu des travailleurs retraités, ce qui réduit ainsi les besoins d'épargner en vue de la retraite pour les personnes à faibles revenus. Comme les femmes ont des revenus plus faibles, ces programmes font en sorte qu'elles ont moins besoin d'épargner pour maintenir un niveau de vie assez équivalent avant et après la retraite.

Un deuxième cadre analytique sur lequel s'appuie cette recherche est celui du modèle de négociation intra-ménage, qui s'intéresse à la position stratégique et à l'influence des deux conjoints au sein du ménage. Selon ce modèle, la position stratégique de chacun des conjoints au sein du ménage et son influence sur les décisions collectives de celui-ci dépendront des ressources dont il dispose. La recherche a permis d'établir un vaste ensemble de facteurs clés pour expliquer la position stratégique d'une personne au sein du ménage : les revenus gagnés, les actifs et autres ressources qui ont une valeur plus ou moins tangible, l'âge, le nombre et l'âge des enfants, l'attachement au marché du travail, le niveau de scolarité ainsi que les lois en matière de séparation, de divorce et de partage du patrimoine familial sont autant d'éléments qui influenceront son pouvoir de négociation. Meilleure est la position stratégique d'une personne, plus les décisions collectives du ménage auront tendance à refléter ses préférences.

L'analyse des manifestations évoquant la position stratégique de chacun des conjoints est une autre façon d'aborder ce cadre analytique. La responsabilité de la prise de décisions est alors vue comme une indication de la position stratégique de chaque conjoint et de son influence au sein du ménage. Ainsi, le conjoint qui est le principal responsable en matière de gestion et de planification financières pour la famille est perçu comme celui qui est en meilleure position pour négocier. L'exercice d'un plus grand contrôle serait donc le reflet de la position stratégique qu'occupe ce conjoint. Les décisions collectives du ménage, y compris celles relatives à l'épargne, auront donc tendance à refléter ses préférences.

---

4. La discussion qui suit s'appuie notamment sur les travaux de Ashraf (2009), Basu (2006), Bobonis (2009), Browning (1995, 2000), Browning et coll. (1994), Chang (2010), Chen & Woolley (2001), Conley & Ryvicker (2005), Croson & Gneezy (2009), Fonseca et coll. (2010), Groupe de travail sur la littératie financière (2010), Lee & Pocock (2007), Lundberg & Ward-Batts (2006), Lusardi & Mitchell (2008), Phipps & Woolley (2008), Seguino & Floro (2003) et Sierminska, Frick & Grabka (2010).

Enfin, les domaines de l'économie comportementale, de la psychologie et des finances proposent une approche empirique qui relie les décisions des individus « dans la vraie vie » aux différences entre les hommes et les femmes quant à leurs attitudes et comportements. Cette approche fournit de nombreux résultats probants de différences entre les sexes dans les degrés d'aversion au risque, surtout les risques financiers. Les femmes démontrent typiquement une plus grande aversion au risque, ce qui se reflète par des choix de produits d'investissement différents. La connaissance et les pratiques en matière de questions financières jouent également un rôle important. Des éléments probants existent à l'échelle internationale à l'appui de différences marquées dans les niveaux de littératie financière entre les sexes et du lien entre le niveau de littératie et la planification financière pour la retraite.

DÉMARCHE MÉTHODOLOGIQUE

Il n'existe aucun résultat clairement probant sur le lien entre le sexe et l'épargne ni sur le rôle de la position stratégique et le pouvoir de négociation de chacun des conjoints pour expliquer les différences entre les hommes et les femmes dans les comportements en matière d'épargne. Les preuves existantes sont souvent contradictoires et on trouve très peu d'analyses empiriques à partir de données canadiennes.

Notre étude utilise les données d'une nouvelle enquête de Statistique Canada, l'*Enquête canadienne sur les capacités financières* (ECCF) de 2009. Il s'agit de la première étude utilisant d'emblée cette enquête, à part quelques études réalisées pour le Groupe de travail sur la littératie financière et Statistique Canada. L'ECCF dresse un portrait exhaustif des connaissances, capacités et comportements des Canadiens en ce qui a trait à la prise de décisions financières. Cette enquête recueille des informations à propos des créances des ménages (par exemple, hypothèques, prêts étudiants, soldes de carte de crédit) et de cinq types d'actifs : les immobilisations, les actifs commerciaux, les régimes enregistrés d'épargne-retraite (REER), les régimes enregistrés d'épargne-études (REEE) et les autres actifs financiers. Des informations concernant la participation à un régime de pension d'employeur sont également recueillies. Tous ces types d'actifs sont analysés dans cette étude puisque même si certains d'entre eux ne sont pas à strictement parler de l'épargne pour la retraite, ils contribuent tous à la planification financière pour la retraite.

L'objectif de notre étude est de mieux comprendre les décisions en matière financière du point de vue des différences hommes-femmes. L'approche méthodologique adoptée s'appuie sur les trois cadres analytiques exposés ci-dessus et l'application de méthodes statistiques rigoureuses pour une compréhension plus éclairée des comportements d'épargne des Canadiennes et des Canadiens. Ainsi, on suppose que les décisions en matière financière dépendent de trois groupes de facteurs. Un premier groupe renvoie à des indicateurs de l'autonomie économique des femmes telle que mesurée par les éléments suivants : contrôle ou non de la prise de décisions en matière d'investissement et de planification financière pour la famille, contribution de la femme au revenu du ménage, différence d'âge entre les conjoints et participation à un régime de pension d'employeur. Un deuxième groupe de variables explicatives cerne les aptitudes et pratiques financières : on tient compte ici des niveaux de littératie financière selon des évaluations subjectives et objectives des connaissances ainsi que des pratiques en matière de gestion financière et gestion du crédit (par exemple, l'utilisation d'un budget, le respect du budget, l'utilisation de cartes de crédit et les habitudes de report du solde sur les cartes de crédit). Le dernier groupe de facteurs inclut un ensemble de variables dites de cycle de vie, y compris l'âge, le revenu, le nombre d'enfants, le niveau de scolarité, l'état civil, la situation professionnelle et le lieu de résidence.

Afin de dissocier l'influence sur les décisions en matière d'épargne des différentes facettes de l'organisation familiale et du contexte socioéconomique des individus, nous avons effectué un ensemble d'analyses multivariées. Une première série de régressions s'intéresse aux décisions quant à la propriété ou non d'actifs et de dettes (ou incidence); une deuxième concerne les montants d'actifs et de dettes.

RÉSULTATS DE L'ÉTUDE

Les analyses empiriques reposent sur un échantillon de plus de 10 000 répondants à l'ECCF qui avaient entre 25 et 65 ans au moment de l'enquête, soit de février à mai 2009. Près de 6 000 d'entre eux vivaient en couple. Comme les taux de réponse à certaines questions sont en général inférieurs à 100 %, l'échantillon de recherche varie entre 3 000 et 6 000 personnes vivant en couple, selon la question étudiée. Parmi les ménages à deux conjoints, on constate que la responsabilité de la prise de décisions en matière de choix d'investissement et de planification financière pour la famille est le plus souvent partagée, mais si une seule personne est responsable, c'est généralement l'homme.

Le tableau 1 montre la répartition des répondants selon la responsabilité de la gestion des questions financières et en fonction de l'âge. À la question « *Qui est le principal responsable de la prise de décisions en matière d'investissement et de la planification financière pour la famille?* », 52,9 % des répondants ont indiqué qu'il y avait partage de la responsabilité entre les deux conjoints; dans 30,4 % des cas, la responsabilité incombait à l'homme et dans 13,5 % des cas, à la femme. Dans 3,2 % des cas, la responsabilité est donnée à une tierce partie. La proportion des couples au sein desquels les questions financières sont l'affaire de la femme est plus élevée parmi les jeunes couples, exception faite de ceux ayant entre 40 et 44 ans et entre 30 et 34 ans. La responsabilité des décisions en matière d'épargne des personnes de 25 à 29 ans est nettement plus souvent donnée à une tierce partie, étant donné que celles-ci sont plus susceptibles de vivre avec leurs parents.

Nos analyses descriptives montrent qu'il existe un lien statistiquement significatif entre la responsabilité de la gestion des finances et la probabilité de détenir tous les types d'actifs sauf les immobilisations. Le tableau 2 indique notamment que le pourcentage des couples qui possèdent des actifs financiers (autres que ceux détenus dans des REER) ainsi que des REER est nettement plus élevé parmi les couples dont la responsabilité de la gestion des finances incombe à l'homme.

Tableau 1 Répartition de la responsabilité de la gestion des questions financières selon le groupe d'âge du répondant (personnes vivant en couple seulement), Canada, 2009

	Responsabilité partagée	Responsabilité de l'homme	Responsabilité de la femme	Tierce personne
	%			
25 à 65 ans	52,9	30,4	13,5	3,2
60 à 65 ans	53,9	33,6	8,1	4,3
55 à 59 ans	55,2	30,2	13,0	1,6
50 à 54 ans	50,8	33,2	13,4	2,6
45 à 49 ans	56,0	28,6	13,3	2,1
40 à 44 ans	53,6	30,9	11,8	3,8
35 à 39 ans	50,1	31,9	15,8	2,2
30 à 34 ans	51,2	29,1	17,3	2,3
25 à 29 ans	51,7	25,7	13,9	8,7

Source : Statistique Canada. *Enquête canadienne sur les capacités financières*, 2009, Fichier maître.
Compilation : Hui, Vincent & Woolley (2011).

Tableau 2 Lien entre la responsabilité de la gestion des questions financières et la probabilité de détenir des actifs et dettes (personnes vivant en couple seulement), Canada, 2009

	Responsabilité partagée	Responsabilité de l'homme	Responsabilité de la femme	Test F[1]
		%		
Immobilisations	96,6	97,2	95,6	
REER	70,3	74,2	62,2	***
REEE	22,7	26,2	23,0	***
Actifs financiers (autres que REER)	65,9	67,9	55,5	***
Actifs commerciaux	13,2	15,2	12,6	**
Actifs totaux	97,7	98,6	97,3	
Dettes totales	82,8	80,6	87,3	***

1. **: $p < 0,05$, ***: $p < 0,01$

Source : Statistique Canada. *Enquête canadienne sur les capacités financières*, 2009, Fichier maître.

Compilation : Hui, Vincent & Woolley (2011).

Des analyses de régression plus poussées permettent de confirmer ce lien entre la responsabilité de la gestion des questions financières, la probabilité de détenir des actifs et les montants de ces actifs. En particulier, *toutes choses étant égales par ailleurs*, la responsabilité de la gestion financière assumée par l'homme est associée à une plus grande probabilité de détenir des actifs, surtout des REER, en comparaison de la probabilité de détenir de tels actifs pour les couples où la responsabilité est partagée (voir tableau 3). La responsabilité de la gestion financière assumée par l'homme est aussi liée à des niveaux considérablement plus élevés d'actifs (voir tableau 4).

En revanche, la responsabilité de la gestion financière assumée par la femme est associée à une plus grande probabilité de détenir des créances et aussi à des niveaux plus élevés de dettes, et ce, toujours comparativement aux couples où la responsabilité est partagée. Ce résultat pourrait traduire une *causalité renversée* dans le sens où c'est lorsque le ménage est dans une situation financière d'endettement que les femmes se voient prendre en charge les finances. Autrement dit, l'homme est le plus souvent responsable des finances du ménage dans les cas où les avoirs dépassent les dettes, mais lorsque les choses tournent mal, la responsabilité est transférée à la femme. Toutefois, si l'on prend en compte un ensemble d'autres indicateurs de vulnérabilité financière des ménages, les analyses tendent à réaffirmer ce lien statistique entre la responsabilité de la gestion financière assumée par la femme et la probabilité d'avoir des actifs d'une valeur inférieure à celle du passif.

Les résultats de l'étude révèlent également que plus le travail rémunéré de la femme contribue aux revenus totaux du ménage, moins grande est la probabilité que le ménage détienne des actifs financiers autres que les REER.

Enfin, les analyses empiriques confirment que les connaissances et pratiques en matière de gestion des finances et du crédit jouent un rôle important dans les décisions d'épargne, et ce, autant pour les hommes que pour les femmes. L'habitude de reporter régulièrement son solde sur les cartes de crédit a un effet négatif sur l'acquisition d'actifs financiers, et c'est particulièrement vrai pour les femmes. Le fait de détenir ou non des actifs ou dettes et les niveaux d'actifs et de dettes sont positivement liés aux mesures objectives de connaissances en matière de questions financières et aux habiletés des participants à l'étude à répondre correctement à des questions comme : *« Vrai ou faux. Avec l'affichage du prix à l'unité dans une épicerie, vous pouvez facilement comparer le prix de toute marque et de toute taille d'emballage »*, *ou « Si le taux d'inflation est de 5 % et que le taux d'intérêt versé sur vos épargnes est de 3 %, est-ce que vos épargnes auront au moins le même pouvoir d'achat dans un an? » ou encore « Laquelle des situations suivantes peut nuire à votre cote de crédit? Faire des paiements en retard sur un prêt ou une dette; Rester dans le même emploi trop longtemps; Demeurer dans le même secteur trop longtemps; Utiliser fréquemment une carte de crédit pour des achats »*.

Tableau 3 Sélection d'estimations Probit sur l'incidence de valeurs positives d'actifs et de dettes (personnes vivant en couple seulement)[1], Canada, 2009

	Actifs totaux	Dettes	Actifs financiers (autres que REER)	REER
Responsabilité de la gestion financière (réf : partagée)				
Assumée par l'homme	0,348	0,003	0,075	0,166
	(0,21)*	(0,09)	(0,06)	(0,07)**
Assumée par la femme	0,178	0,336	−0,069	−0,058
	(0,22)	(0,13)*	(0,07)	(0,08)
Part de la femme dans le revenu du ménage	−0,396	−0,215	−0,261	−0,200
	(0,33)	(0,19)	(0,13)**	(0,14)
Utilisation d'un budget	0,372	0,134	0,020	0,026
	(0,19)**	(0,10)	(0,06)	(0,06)
Niveau de littératie financière (réf : élevée)				
Très faible	−0,429	−0,370	−0,469	−0,452
	(0,22)	(0,13)***	(0,08)***	(0,08)***
Faible	0,154	−0,129	−0,083	−0,173
	(0,24)	(0,12)	(0,07)	(0,07)**
Très élevé	−0,003	0,048	0,173	0,229
	(0,24)	(0,11)	(0,07)***	(0,07)***
Report d'un solde sur la carte de crédit	−0,094	3,728	−0,113	−0,240
	(0,17)	(0,34)***	(0,05)**	(0,06)***
Taille de l'échantillon	3 162	4 958	4 098	4 337

1. Des tests t de Student de signification statistique ont été réalisés. Un astérisque (*) indique une signification statistique au niveau de 10%, deux astérisques (**) au niveau de 5%, et trois astérisques (***) au niveau de 1%.

Source : Statistique Canada. *Enquête canadienne sur les capacités financières*, 2009, Fichier maître.

Compilation : Hui, Vincent & Woolley (2011).

Tableau 4 Sélection d'estimations Tobit – Inverse de la fonction sinus hyperbolique de la valeur des actifs et dettes (personnes vivant en couple seulement)[1], Canada, 2009

	Actifs totaux	Dettes	Actifs financiers (autres que REER)	REER
Responsabilité de la gestion financière (réf : partagée)				
Assumée par l'homme	0,131	0,010	0,672	0,667
	(0,084)	(0,223)	(0,337)**	(0,275)**
Assumée par la femme	0,043	0,888	−0,900	−0,417
	(0,151)	(0,263)***	(0,465)*	(0,404)
Part de la femme dans le revenu du ménage	−0,197	0,318	−1,452	−1,202
	(0,319)	(0,478)	(0,817)*	(0,709)*
Taille de l'échantillon	3 162	4 958	4 098	4 337

1. Des tests t de Student de signification statistique ont été réalisés. Un astérisque (*) indique une signification statistique au niveau de 10%, deux astérisques (**) au niveau de 5%, et trois astérisques (***) au niveau de 1%.

Source : Statistique Canada. *Enquête canadienne sur les capacités financières*, 2009, Fichier maître.

Compilation : Hui, Vincent & Woolley (2011).

LEÇONS À TIRER POUR LES POLITIQUES PUBLIQUES

Au cours des prochaines décennies, le vieillissement de la population canadienne aura des répercussions importantes sur les politiques publiques, notamment celles qui concernent la sécurité financière des aînés et l'adéquation du revenu de retraite. Les résultats de notre étude permettent de tirer des enseignements qui pourraient s'avérer fort utiles aux responsables de l'élaboration de telles politiques.

D'abord, la forte corrélation entre la responsabilité de la gestion des finances et l'acquisition d'actifs financiers, et, en particulier, le fait que la responsabilité de la gestion financière assumée par l'homme est associée à des niveaux considérablement plus élevés d'actifs alors que cette même responsabilité assumée par la femme est associée à un plus grand endettement des ménages, tend à démontrer que pour être vraiment efficaces, ces politiques doivent s'appuyer sur une analyse comparative entre les sexes en matière de choix d'épargne et d'investissement.

Il existe aussi des similitudes entre les sexes. Les résultats de l'étude montrent que plusieurs interventions, et en particulier celles qui visent à améliorer les aptitudes et connaissances en matière de gestion financière, pourraient engendrer des bénéfices d'une ampleur comparable, qu'elles visent les hommes ou les femmes. Il demeure que les femmes ont en moyenne un niveau plus faible de littératie financière que les hommes. Certaines d'entre elles risquent de perdre leur conjoint et de vivre seules une bonne partie de leur vie. À la suite d'une séparation, d'un divorce ou encore de la mort de leur conjoint, ces femmes pourraient avoir la responsabilité d'un portefeuille d'actifs substantiels et être mal préparées à le gérer. L'éducation financière auprès des femmes devrait donc occuper une place de choix dans l'éventail des mesures qui seront mises en œuvre au cours des prochaines années pour faire face aux défis du vieillissement.

RÉFÉRENCES

ASHRAF, N. (2009). « Spousal Control and Intra-household Decision Making: An Experimental Study in the Philippines ». *American Economic Review*, vol. 99, nº 4, p. 1245-1277.

BASU, K. (2006). « Gender and Say: a Model of Household Behaviour with Endogenously Determined Balance of Power ». *Economic Journal*, vol. 116, nº 511, p. 558-580.

BEAUPRÉ, P., et E. CLOUTIER (2007). Vivre les transitions familiales : résultats de l'*Enquête sociale générale*. Produit nº 89-625-XIF – nº 2 au catalogue de Statistique Canada, Ottawa.

BERNARD, A., et C. LI (2006). Le décès d'un conjoint : les conséquences sur les revenus des femmes et des hommes âgés. Produit nº 11-621-MIF au catalogue de Statistique Canada, Ottawa.

BOBONIS, G. J. (2009). « Is the Allocation of Resources within the Household Efficient? New Evidence from a Randomized Experiment ». *Journal of Political Economy*, vol. 117, nº 3, p. 453-503.

BROWNING, M., et autres (1994). « Income and Outcomes: A Structural Model of Intrahousehold Allocation ». *Journal of Political Economy*, vol. 102, nº 6, p. 1067-1096.

BROWNING, M. (1995). « Saving and the intra-household distribution of income: an empirical investigation ». *Ricerche Economiche*, vol. 49, nº 3, p. 277-292.

BROWNING, M. (2000). « The Saving Behaviour of a Two-Person Household ». *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 102, nº 2, p. 235-251.

CHANG, M. L. (2010). *Shortchanged: Why Women Have Less Wealth and What Can be Done about It*. New York: Oxford University Press.

CHEN, Z., et F. WOOLLEY (2001). « A Cournot-Nash Model of Family Decision-Making ». *Economic Journal*, vol. 111, nº 474, p. 722-748.

CONLEY, D., et M. RYVICKER (2005). « The Price of Female Headship: Gender, Inheritance and Wealth Accumulation in the United States ». *Journal of Income Distribution*, vol. 13, nº 3-4, p.41-56.

CROSON, R., et U. GNEEZY (2009). « Gender Differences in Preferences ». *Journal of Economic Literature*, vol. 47, nº 2, p. 1-27.

FONSECA, R., et autres (2010). « *What Explains the Gender Gap in Financial Literacy? The Role of Household Decision-Making* ». RAND. [En ligne]. [www.rand.org/content/dam/rand/pubs/working_papers/2010/RAND_WR762.pdf].

GOUVERNEMENT DU QUÉBEC (2010). *Les Québécois et leur retraite. Pour des régimes accessibles à tous*, Québec : ministère des Finances.

GROUPE DE TRAVAIL SUR LA LITTÉRATIE FINANCIÈRE (2010). *Les Canadiens et leur argent : Pour bâtir un avenir financier plus prometteur*. [En ligne]. [www.financialliteracyincanada.com/canadians-and-their-money_fr.html].

HUI, T. S.-W., C. VINCENT et F. WOOLLEY (2011). *Understanding gender differences in retirement saving decisions*. Ottawa : Société de recherche sociale appliquée.

HUI, T. S.-W., C. VINCENT et F. WOOLLEY (2012). L'autonomie économique des femmes et les décisions d'épargne en vue de la retraite. *Regards sur le travail*, Montréal : ministère du Travail, vol. 8, nº 1.

LEE, J., et M. L. POCOCK (2007). « Intrahousehold allocation of financial resources: evidence from South Korean individual bank accounts ». *Review of Economics of the Household*, vol. 5, nº 1, p. 41-58.

LI, C. (2004). Devenir veuve : conséquences sur le revenu des femmes âgées. Produit nº 11-621-MIF – nº 015 au catalogue de Statistique Canada, Ottawa.

LUNDBERG, S., et J. WARD-BATTS (2006). « *Saving for Whose Retirement? Household Decision-Making and Household Wealth* ». Article présenté à la session ASGE/IAFFE des Rencontres ASSA, 7 janvier, Boston.

LUSARDI, A., et O. S. MITCHELL (2008). « Planning and Financial Literacy : How Do Women Fare? ». *American Economic Review : Papers & Proceedings*, vol. 98, n° 2, p. 413-417.

MARSHALL, K. (2011a). Évolution générationnelle du travail rémunéré et non rémunéré. Composante du produit n° 11-008-X au catalogue de Statistique Canada, *Tendances sociales canadiennes*, Ottawa.

MARSHALL, K. (2011b). Prendre sa retraite avec des dettes. Composante du produit n° 75-001-X au catalogue de Statistique Canada, *L'emploi et le revenu en perspective*, Ottawa.

MCDONALD, L. (2006). Les caractéristiques changeantes des couples d'âge mûr et la retraite conjointe au Canada. Composante du produit n° 75-511-XIF au catalogue de Statistique Canada, *Les nouvelles frontières de la recherche au sujet de la retraite*, Ottawa.

PHIPPS, S., et F. WOOLLEY (2008). « Control over money and the savings decisions of Canadian households ». *The Journal of Socio-Economics*, vol. 37, n° 2, p. 592-611.

SEGUINO, S., et M. SAGRARIO FLORO (2003). « Does Gender have any Effect on Aggregate Saving? An empirical analysis ». *International Review of Applied Economics*, vol. 17, n° 2, p. 147-166.

SCHELLENBERG, G., M. TURCOTTE et B. RAM (2006). Les caractéristiques changeantes des couples d'âge mûr et la retraite conjointe au Canada. Composante du produit n° 75-511-XIF au catalogue Statistique Canada, *Les nouvelles frontières de la recherche au sujet de la retraite*, Ottawa.

SIERMINSKA, E. M., J. R. FRICK et M. M. GRABKA (2010). « Examining the Gender Wealth Gap ». *Oxford Economic Paper*, vol. 62, n° 4, p. 669-690.

CONDITIONS ÉCONOMIQUES ET PERSPECTIVES DE RETRAITE DES TRAVAILLEURS ÂGÉS AU QUÉBEC

Alexandre Gaudreault et Luc Cloutier-Villeneuve
Institut de la statistique du Québec

Cette étude trace un portrait de certaines conditions économiques des travailleurs québécois âgés de 50 ans et plus en regard de leur futur départ à la retraite. On constate entre autres que les femmes, les travailleurs moins scolarisés et les travailleurs du secteur privé sont plus susceptibles de se trouver dans les tranches de faibles revenus[1] (moins de 25 000 $) et que cela se répercute sur le revenu de retraite estimé. Par exemple, quatre travailleuses sur dix âgées de 55 ans et plus prévoient un revenu de retraite de moins de 25 000 $ contre moins de trois sur dix chez les hommes. Par ailleurs, 70 % des travailleurs du secteur public âgés de 50 ans et plus indiquent que leur principale source de revenus à la retraite viendra de la pension liée au travail comparativement à seulement 20 % dans le cas de ceux du secteur privé.

Cette analyse présentée lors du colloque se veut un prolongement de la réflexion amorcée par Luc Cloutier et Jean-François Dorion dans l'article intitulé « Les intentions des travailleurs âgés de 50 ans et plus quant à leur retraite : une comparaison Québec-Ontario » (Cloutier et Dorion, 2010). Dans cet article, les auteurs révèlent, entre autres, que comparativement à leurs homologues ontariens, les travailleurs québécois envisagent de prendre leur retraite plus tôt et qu'ils sont plus susceptibles de se retirer définitivement du marché du travail par la suite.

Dans ce contexte, la présente étude apporte un éclairage additionnel en examinant les conditions économiques des retraités de demain, soit les travailleurs âgés de 50 ans et plus. Plus précisément, nous chercherons à répondre aux questions suivantes. Quel est le revenu personnel des travailleurs expérimentés[2] ? Sont-ils confiants pour ce qui est de la suffisance de leurs revenus de retraite ? Sur quelles sources de revenus pensent-ils pouvoir compter lorsqu'ils se retireront du marché du travail ? Enfin, à combien évaluent-ils ces revenus ?

L'analyse se fera en trois temps. D'abord, afin d'avoir un aperçu de la situation financière des travailleurs expérimentés vers la fin de leur vie active, nous examinerons leur revenu personnel actuel total[3]. En deuxième lieu, le niveau de confiance des travailleurs de 50 ans et plus quant à leur revenu de retraite et leur revenu de retraite estimé sera abordé[4]. Finalement, l'analyse portera sur les sources de revenus que prévoient utiliser les travailleurs

1. Il s'agit ici du revenu personnel total.
2. Le terme « travailleurs expérimentés » utilisé dans cette étude renvoie aux travailleurs âgés de 50 ans et plus.
3. Revenus provenant d'une rémunération ou d'un salaire, d'un travail autonome, de dividendes et intérêts, de l'assurance-emploi, d'indemnisation des accidents de travail, de revenus tirés d'un régime de retraite public ou privé ou de toutes autres sources avant impôt et retenues.
4. Le revenu de retraite et le revenu de retraite estimé correspondent au revenu annuel personnel total avant impôt et autres déductions.

expérimentés lorsqu'ils quitteront la vie active. Pour chacun des aspects étudiés, soit le sexe, le niveau d'études, le fait d'être seul ou en couple et le secteur d'appartenance seront pris en compte. Ces variables d'analyse sont pertinentes puisqu'elles révèlent généralement bien des différences entre les travailleurs. Par ailleurs, l'analyse portera sur les travailleurs québécois mais, à l'occasion, des comparaisons avec ceux de l'Ontario seront effectuées afin de faire ressortir les particularités du Québec.

Pour ce faire, nous utiliserons les données de l'*Enquête sur les travailleurs âgés* (ETA) de Statistique Canada qui se révèlent particulièrement riches à ce sujet. Cette enquête couvre des membres d'un ménage âgés de 50 à 75 ans qui travaillaient au moment de l'enquête ou qui avaient pris leur retraite dans les 24 derniers mois. Aux fins de notre étude, seules les personnes qui travaillaient au moment de l'enquête sont considérées. Un seul répondant a fourni les renseignements pour tous les membres du ménage. Il s'agit d'une enquête unique qui a été menée entre le 19 octobre et le 1er décembre 2008 auprès d'un sous-échantillon des ménages inclus dans l'échantillon de l'*Enquête sur la population active* (EPA)[5]. Il s'agit d'une enquête transversale par échantillon. Son plan de sondage est donc étroitement lié à celui de l'EPA. L'ETA comprend cinq des six groupes de renouvellement inclus dans l'échantillon de l'EPA.

À moins d'avis contraire, tous les écarts et différences mentionnés dans cette étude sont significatifs au seuil de confiance de 10 %. Pour déterminer s'il y avait des différences significatives entre deux proportions, un test du khi deux a été utilisé dans un premier temps pour tester l'indépendance entre deux variables catégoriques comparées selon le domaine étudié (par exemple, entre les femmes et les hommes). S'il y avait une dépendance entre les deux variables catégoriques, la démarche subséquente a été de vérifier si les proportions comparées avaient des intervalles de confiance distincts. Dans l'affirmative, nous avons indiqué qu'il y avait une différence significative entre les deux proportions comparées. Puisque, pour des contraintes de temps, nous n'avons accès qu'au fichier de microdonnées à grande diffusion et qu'en conséquence nous devons utiliser un effet de plan modéré de 2, dit prudent, nous avons opté pour un seuil de signification moins sévère (10 %). Les conclusions obtenues dans cette étude sont issues d'une approche valable, bien qu'approximative. Les tests exacts pourraient être obtenus en utilisant le fichier de microdonnées original de Statistique Canada[6].

Avant de présenter les résultats, il convient de préciser certains détails quant aux variables d'analyse utilisées dans cette étude. D'abord en ce qui concerne le niveau d'étude, la catégorie « diplôme d'études secondaires ou moins » comprend les personnes ayant un diplôme d'études secondaires et celles n'ayant pas obtenu un tel diplôme. Pour sa part, la catégorie « études postsecondaires » regroupe les personnes ayant complété ou non une formation en vue de l'obtention d'un certificat (incluant un certificat de métiers) ou d'un diplôme d'un établissement d'enseignement postsecondaire (incluant l'université). Par ailleurs, la catégorie « personne en couple » englobe les personnes mariées ou en en union libre, alors que celles vivant seules ou non apparentées à une autre personne dans le logement où elles vivent sont classées dans la catégorie « personne seule ». Les personnes travaillant dans les administrations municipale, provinciale et fédérale, dans les organismes publics, les sociétés d'État ainsi que dans les autres institutions gouvernementales comme les écoles (incluant les universités) ou les hôpitaux au moment de l'enquête sont regroupées dans la catégorie « secteur public ». Le secteur privé inclut toutes les autres organisations. Enfin, les tranches de revenu personnel utilisées dans l'analyse sont celles qui sont disponibles dans le fichier à grande diffusion de l'ETA (moins de 25 000 $, entre 25 000 $ et 50 000 $ et 50 000 $ et plus).

---

5. Au Québec la taille de l'échantillon se fixe à 2 263 répondants.

6. Pour de l'information plus détaillée sur l'ETA, le lecteur est invité à consulter la documentation relative à cette enquête à l'adresse suivante : [En ligne]. [www23.statcan.gc.ca/81/imdb/p2SV_f.pl?Function=getDocumentationLink&Item_Id=64459&gItem_Id=52194&TItem_Id=52193&lang=fr&db=imdb&adm=8&dis=2].

REVENU PERSONNEL DES TRAVAILLEURS EXPÉRIMENTÉS

Le revenu personnel est une dimension majeure lorsqu'il est question des enjeux liés à la retraite. En effet, plusieurs études soulignent le lien entre la situation financière personnelle et l'épargne en prévision de la retraite (Moussaly, 2010; Schellenberg et Ostrovsky, 2010; Statistique Canada, 2005). Ainsi, plus le revenu d'emploi est important, plus le travailleur ou la travailleuse sera en mesure de planifier des revenus de retraite suffisants. Il est habituellement reconnu que certains groupes de travailleurs sont plus susceptibles de bénéficier de revenus supérieurs. C'est le cas notamment des hommes et des personnes ayant effectué des études postsecondaires. Comme nous le verrons, les travailleurs expérimentés n'échappent pas à ce constat.

D'abord, afin d'avoir une image de la répartition des travailleurs expérimentés selon le revenu, jetons un coup d'œil au tableau 1. Celui-ci révèle qu'une forte proportion de travailleurs de 55 ans et plus (45 %) se trouvent dans la tranche de revenus entre 25 000 $ et 49 999 $. Par ailleurs, environ le tiers des travailleurs bénéficient d'un

Tableau 1 Revenu personnel actuel[1] des travailleurs âgés de 50-54 ans et 55 ans et plus, Québec, 2007[2]

	Moins de 25 000 $	Entre 25 000 $ et 49 999 $	50 000 $ et plus
		%	
Ensemble			
50-54 ans	19,1	40,7	38,1
55 ans et plus	19,4	44,6	33,5
Homme			
50-54 ans	11,7*	38,9	47,9
55 ans et plus	12,1*	44,4	40,9
Femme			
50-54 ans	26,6	42,6	28,3
55 ans et plus	28,4	44,7	24,4
Diplôme d'études secondaires ou moins			
50-54 ans	23,2*	54,3	21,6*
55 ans et plus	29,9	52,7	13,2*
Études postsecondaires			
50-54 ans	16,9	33,5	47,0
55 ans et plus	13,1	39,6	45,7
Personne seule			
50-54 ans	13,9*	43,1	41,0
55 ans et plus	22,6	50,5	24,2*
Personne en couple			
50-54 ans	20,9	39,9	37,1
55 ans et plus	18,1	42,0	37,4
Employé du secteur public			
50-54 ans	5,2	47,5	44,7
55 ans et plus	7,0	39,5	52,3
Employé du secteur privé			
50-54 ans	24,2	38,3	35,7
55 ans et plus	23,2	46,3	27,5

* Coefficient de variation se situant entre 15 % et 25 %. Estimation à interpréter avec prudence.

1. Le total ne donne pas 100 % compte tenu de l'exclusion des personnes n'ayant pas déclaré de revenus.

2. L'enquête a été faite en 2008, mais le résultat de cette question porte sur l'année 2007.

Source : Statistique Canada, *Enquête sur les travailleurs âgés*, 2008. Fichier de microdonnées à grande diffusion.

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

revenu annuel de 50 000 $ et plus alors que 2 travailleurs sur 10 déclarent un revenu annuel inférieur à 25 000 $. Ce portrait est relativement similaire à celui des travailleurs âgés de 50 à 54 ans.

Il est généralement connu que les femmes obtiennent un revenu moyen inférieur à celui des hommes (Statistique Canada, 2006), même en contrôlant les effets du temps de travail, du type d'emploi occupé et du secteur d'activité (Drolet, 2002). Une étude réalisée par l'Institut de la statistique du Québec à partir de l'*Enquête sur la dynamique du travail et du revenu*[7] montre qu'en 2009, le revenu moyen du marché[8] des Québécoises ayant travaillé toute l'année à temps plein équivalait à 78 % de celui des hommes. Ce constat de moindre revenu chez les femmes ressort également dans notre analyse. Ainsi, elles sont beaucoup plus nombreuses, en proportion, à déclarer un revenu de moins de 25 000 $: un peu plus de 25 % des femmes de 50 ans et plus se trouve dans cette tranche de revenus, alors que la proportion chute à environ 10 % chez les hommes. Inversement, les femmes représentent une part nettement moins importante dans la tranche de revenus plus élevés. Près du quart d'entre elles se trouvent dans cette situation, tandis que les hommes affichent des taux de 41 % et de 48 %. La situation économique des travailleuses expérimentées apparaît donc plus précaire que celle des travailleurs en prévision de la retraite.

Comme pour la variable sexe, le niveau d'études influe sur le niveau de revenu. Les données sur le sujet montrent qu'il existe une forte relation entre le niveau de scolarité et le revenu. Une relation similaire est observée chez les travailleurs expérimentés. De fait, les personnes de 50 ans et plus ayant fait des études postsecondaires sont plus susceptibles de profiter d'un revenu se situant dans la tranche plus élevée.

En 2007, près de la moitié des travailleurs ayant fait de telles études appartiennent à cette tranche de revenus, alors que les personnes ayant un diplôme d'études secondaires ou moins présentent des proportions beaucoup plus faibles (22 % chez les 50-54 ans et 13 % chez les 55 ans et plus). Par contre, la propension qu'ont ces derniers à déclarer un revenu inférieur à 25 000 $ est nettement plus forte que celle notée chez les plus scolarisés; la situation est particulièrement observée chez les 55 ans et plus pour qui la proportion passe de 30 % à 13 %. Notons toutefois que la majorité des travailleurs expérimentés ayant un diplôme d'études secondaires ou moins se trouvent dans la tranche de revenus entre 25 000 $ et 49 999 $.

En ce qui concerne le secteur d'appartenance, les données révèlent qu'en 2007, les personnes de 50 ans et plus travaillant dans le secteur public sont avantagées par rapport à leurs homologues du secteur privé. De fait, la proportion de travailleurs déclarant un revenu inférieur à 25 000 $ est beaucoup plus élevée dans le secteur privé que dans le secteur public (autour de 25 % contre environ 6 %). Inversement, la part de travailleurs expérimentés ayant un revenu de 50 000 $ et plus est plus importante dans le secteur public; c'est notamment le cas chez les personnes de 55 ans et plus qui profitent d'un tel revenu dans une proportion supérieure à 50 %.

Bien qu'un revenu supérieur soit un avantage indéniable quant à la capacité d'épargne en vue de la retraite, la situation financière ne constitue pas la seule dimension à considérer. La présence d'un plan financier ou d'un régime de retraite, la part du revenu épargnée et l'importance de la période d'épargne sont également des facteurs de premier plan. Par exemple, un travailleur pourrait se trouver dans une situation précaire lors de sa retraite s'il n'a pas épargné suffisamment, et ce, même s'il bénéficie d'un revenu important dans sa vie active. Le revenu représente donc un potentiel d'investissement, mais de façon générale, c'est la planification financière qui déterminera le maintien ou non de du bien-être financier. Afin d'intégrer cette question à l'analyse, la section suivante traitera du niveau de confiance des travailleurs de 50 ans et plus par rapport au revenu de retraite de même que du revenu de retraite estimé.

---

7. [En ligne]. [www.stat.gouv.qc.ca/donstat/societe/famls_menages_niv_vie/revenus_depense/index.htm] (Consulté le 29 août 2012).

8. Le revenu du marché est la somme des revenus suivants : les revenus de travail (qui comprennent les salaires et les traitements avant déductions ainsi que les revenus du travail autonome), les revenus de placements, les pensions de retraite privées (incluant les rentes d'un REER), les pensions alimentaires et les autres revenus de sources privées.

NIVEAU DE CONFIANCE ET REVENU DE RETRAITE ESTIMÉ

Bien que subjective, l'évaluation que font les travailleurs expérimentés de leur niveau de confiance quant au maintien de leur bien-être financier se révèle une source d'information très pertinente et révélatrice. En effet, les résultats de l'*Enquête canadienne sur les capacités financières* (ECCF) de 2009 indiquent que plus des trois quarts des retraités canadiens considèrent leur niveau de vie à la retraite comme étant équivalent ou supérieur à ce qu'ils avaient prévu (Schellenberg et Ostrovsky, 2010). Ainsi, dans bien des cas, cette évaluation n'est pas surestimée. Les données de l'ETA relatives au niveau de confiance des travailleurs concernant leur revenu de retraite estimé ont donc un potentiel analytique intéressant. Voyons ce qui en est.

Tableau 2 Niveau de confiance quant au revenu de retraite estimé[1] des travailleurs âgés de 50-54 ans et de 55 ans et plus, Québec et Ontario, 2008

	Québec		Ontario	
	Très ou assez confiant	Pas très confiant ou pas du tout confiant	Très ou assez confiant	Pas très confiant ou pas du tout confiant
	%			
Ensemble				
50-54 ans	66,7	31,5	60,5	37,7
55 ans et plus	68,2	28,0	62,9	34,6
Homme				
50-54 ans	65,1	33,2	63,6	34,6
55 ans et plus	69,3	24,8	67,3	30,7
Femme				
50-54 ans	67,7	29,8	57,4	40,8
55 ans et plus	66,8	31,9	58,0	39,0
Diplôme d'études secondaires ou moins				
50-54 ans	65,3	30,3	55,1	42,5
55 ans et plus	69,5	26,5	61,6	35,5
Études postsecondaires				
50-54 ans	67,4	32,1	63,1	35,4
55 ans et plus	67,3	29,0	63,6	34,2
Personne seule				
50-54 ans	66,4	30,6	49,8	35,4
55 ans et plus	61,7	36,4	56,0	34,2
Personne en couple				
50-54 ans	66,8	31,8	64,2	48,5
55 ans et plus	70,9	24,4	65,0	42,2
Employé du secteur public				
50-54 ans	81,8	17,8*	74,2	23,4*
55 ans et plus	66,1	28,3*	64,6	35,4
Employé du secteur privé				
50-54 ans	60,6	36,9	56,2	42,2
55 ans et plus	68,7	28,0	62,4	34,5

* Coefficient de variation se situant entre 15 % et 25 %. Estimation à interpréter avec prudence.

1. Le total ne donne pas 100 % compte tenu de l'exclusion des personnes ayant refusé de répondre et de celles ayant répondu « je ne sais pas ».

Source : Statistique Canada. *Enquête sur les travailleurs âgés*, 2008. Fichier de microdonnées à grande diffusion.

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

Au Québec, le niveau de confiance des travailleurs de 50 ans et plus est plutôt positif. De fait, en 2008, environ les deux tiers d'entre eux se disent très ou assez confiants quant à leur revenu de retraite estimé, et ce, sans égard au sexe, au niveau d'études et au fait d'être seul ou en couple (tableau 2). Seuls les travailleurs de 50 à 54 ans du secteur public présentent un niveau de confiance (82 %) notablement supérieur à celui de la moyenne d'ensemble. D'ailleurs, les travailleurs de cet âge des secteurs public et privé n'ont pas la même perception quant à leur revenu de retraite anticipée. En effet, les travailleurs de 50 à 54 ans du secteur public se disent confiants dans une proportion beaucoup plus importante que celle notée dans le secteur privé : un écart de 20 points sépare les deux secteurs d'appartenance (82 % contre 61 %). Le fait que les travailleurs du secteur public sont plus susceptibles d'avoir accès à un régime de pension de l'employeur peut expliquer leur plus grand optimisme.

Par ailleurs, les personnes de 55 ans et plus vivant en couple sont plus confiantes que leurs homologues vivant seuls que leur revenu de retraite sera suffisant pour maintenir leur niveau de bien-être (71 % contre 62 % en 2008). Le fait que les personnes vivant en couple peuvent partager les dépenses du ménage et ainsi avoir une plus grande marge de manœuvre financière peut expliquer leur optimisme plus grand à l'égard de la suffisance de leur revenu de retraite.

Malgré une forte proportion de travailleurs confiants quant à leur revenu de retraite, il reste que près du tiers exprime des inquiétudes à ce sujet. Ces résultats sont cohérents avec les travaux de Schellenberg (2004) qui révèlent qu'environ le tiers des quasi-retraités canadiens pourraient ne pas épargner suffisamment en prévision de la retraite.

L'analyse interprovinciale révèle des différences intéressantes entre le Québec et l'Ontario. En effet, les données d'ensemble montrent que les travailleurs québécois âgés de 50 ans et plus sont proportionnellement plus confiants que leurs homologues de l'Ontario lorsqu'il s'agit d'évaluer leur revenu de retraite.

Les résultats présentés montrent que le niveau de confiance des Québécois est relativement élevé, notamment par rapport à celui des Ontariens. Les données du tableau 3 permettront de voir comment ce niveau de confiance se reflète dans l'estimation que font les travailleurs de leur revenu de retraite.

D'abord, de façon générale et sans surprise, les travailleurs québécois de 50 ans et plus considèrent que leur revenu de retraite sera inférieur à leur revenu actuel. Comme nous l'avons souligné précédemment, autour de 35 % des employés expérimentés déclarent un revenu d'emploi de 50 000 $ et plus en 2007. Cette proportion est inférieure à 17 % pour ce qui est du revenu de retraite estimé.

Par ailleurs, malgré le fait que les femmes sont aussi confiantes que les hommes pour ce qui est de leur revenu anticipé de retraite (voir tableau 2), elles estiment que celui-ci sera moins élevé. Ceci est conforme avec le fait que les femmes déclarent un revenu d'emploi inférieur à celui des hommes (voir tableau 1). De fait, en 2008, la proportion de Québécoises envisageant un revenu de retraite de moins de 25 000 $ est supérieure d'environ 13 points à celle notée chez les hommes, et ce, pour les deux groupes d'âge étudiés. En outre, les hommes sont plus enclins à penser disposer à la retraite de revenus de 50 000 $ et plus (10 points de plus par rapport aux femmes de 50-54 ans et 17 points de plus par rapport à celles de 55 ans et plus).

En ce qui a trait au niveau d'études, comme déjà mentionné, il a une influence marquée sur le revenu des travailleurs. Ce constat se reflète dans l'estimation que font les travailleurs québécois de leur revenu de retraite. En effet, les travailleurs de 50 ans et plus ayant fait des études postsecondaires sont plus nombreux, en proportion, à estimer leur revenu de retraite à 50 000 $ et plus en 2008. Plus précisément, 24 % des travailleurs âgés de 50 à 54 ans et 21 % de ceux âgés de 55 ans et plus font une telle estimation. Il s'agit d'un écart d'environ 15 points de pourcentage par rapport aux travailleurs moins scolarisés. Malgré cet écart, rappelons que le niveau de confiance chez les titulaires d'un diplôme d'études secondaires ou moins et chez les personnes ayant fait des études postsecondaires est similaire.

Le fait d'être seul ou en couple est aussi un facteur qui peut avoir un impact sur la capacité d'épargner des travailleurs. À revenu équivalent, la vie en couple permet effectivement de faire des économies; cela est particulièrement vrai pour les biens « communs », tels que le logement, le transport et l'alimentation (Olier, 1998). En effet, les coûts liés à ce type de biens peuvent être partagés entre les membres du ménage et ainsi mener à des « économies d'échelle ». Donc, pour atteindre un même niveau de vie, une personne en couple devra débourser une somme moindre qu'une personne vivant seule. La part du revenu

Tableau 3 Revenu de retraite estimé[1] des travailleurs âgés de 50-54 ans et de 55 ans et plus, Québec et Ontario, 2008

	Québec			Ontario		
	Moins de 25 000 $	Entre 25 000 $ et 49 999 $	50 000 $ et plus	Moins de 25 000 $	Entre 25 000 $ et 49 999 $	50 000 $ et plus
	%					
Ensemble						
50-54 ans	26,3	39,7	18,3	29,1	36,1	18,0
55 ans et plus	33,1	35,7	15,4	29,9	32,7	18,5
Homme						
50-54 ans	19,7*	43,4	22,8	24,5	40,3	21,4
55 ans et plus	27,3	37,5	22,8	23,7	35,4	26,8
Femme						
50-54 ans	33,0	36,0	13,7*	33,7	31,9	14,6*
55 ans et plus	40,1	33,5	6,3**	36,8	29,6	9,2*
Diplôme d'études secondaire ou moins						
50-54 ans	36,0	35,7	7,5**	37,4	32,7	9,9*
55 ans et plus	40,8	33,2	6,5**	35,9	31,0	8,7*
Études postsecondaires						
50-54 ans	21,1	41,8	24,1	25,1	37,7	21,8
55 ans et plus	28,5	37,0	20,8	27,0	33,5	23,2
Personne seule						
50-54 ans	21,8*	45,2	17,9*	35,5	32,1	11,4*
55 ans et plus	39,9	37,2	9,3**	36,3	27,8	13,8*
Personne en couple						
50-54 ans	27,9	37,7	18,4	26,9	37,5	20,3
55 ans et plus	30,2	35,0	18,0	27,9	34,1	19,9
Employé du secteur public						
50-54 ans	16,3*	48,2	20,0*	19,9*	38,0	27,6*
55 ans et plus	25,2*	41,1	24,9*	20,5*	41,1	21,0*
Employé du secteur privé						
50-54 ans	29,9	36,5	17,7	32,1	35,7	15,1
55 ans et plus	35,7	34,0	12,4*	32,4	30,4	17,9

* Coefficient de variation se situant entre 15 % et 25 %. Estimation à interpréter avec prudence.

** Coefficient de variation de plus de 25 %. Estimation à utiliser avec circonspection, fournie à titre indicatif seulement.

1. Le total ne donne pas 100 % compte tenu de l'exclusion des personnes n'ayant pas déclaré de revenus.

Source : Statistique Canada, *Enquête sur les travailleurs âgés*, 2008. Fichier de microdonnées à grande diffusion.

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

disponible pour l'épargne, et notamment celle en vue de la retraite sont donc plus importantes chez les personnes en couple. Ces constats se reflètent dans notre analyse. De fait, bien que les Québécois de 50 ans et plus déclarent généralement des revenus personnels similaires selon qu'ils sont seuls ou en couple (voir tableau 1), ils se comportent différemment lorsqu'il s'agit d'estimer leur revenu de retraite : les personnes en couple de 55 ans et plus sont plus susceptibles d'estimer que leurs revenus de retraite s'élèveront à 50 000 $ et plus par rapport aux personnes seules (18 % contre 9 %). Elles sont également moins nombreuses, en proportion, à prévoir des revenus de moins de 25 000 $ (30 % contre 40 %).

Par ailleurs, nous avons vu que, comparativement à leurs homologues du secteur privé, les travailleurs expérimentés du secteur public sont avantagés au chapitre du revenu. Cela se répercute dans l'estimation que font les

travailleurs de ces secteurs de leur revenu de retraite. En effet, les travailleurs de 55 ans et plus du secteur public prévoient un revenu de retraite de 50 000 $ et plus dans une proportion deux fois plus élevée que celle notée dans le secteur privé (25 % contre 12 % en 2008). Les travailleurs de 50 ans et plus du secteur public, quant à eux, sont moins susceptibles que ceux du secteur privé d'envisager un revenu de retraite de moins de 25 000 $; le groupe des 50-54 ans est particulièrement concerné puisque la proportion d'un secteur à l'autre passe du simple au double (16 % contre 30 %).

Qu'en est-il maintenant des sources de revenus à la retraite? Les travailleurs présentant des caractéristiques favorables bénéficieront-ils des mêmes sources de revenus que ceux moins favorisés? Dans la section suivante, nous traiterons de cette question.

SOURCES DE REVENUS À LA RETRAITE

De façon générale, les travailleurs n'ayant pas accumulé d'avoirs de retraite privés disposent d'un faible revenu d'emploi (Statistique Canada, 2005). En effet, comme il a été mentionné précédemment, il existe une certaine relation entre le revenu et la capacité d'épargner. Or, en 2008, environ 3 travailleurs sur 10 âgés de 55 ans et plus déclarent que leur principale source de revenus à la retraite proviendra de sources publiques (tableau 4). Les sources publiques comprennent la pension de la sécurité de la vieillesse (PSV), le supplément de revenu garanti (SRG) et les prestations (incluant rentes de conjoint survivant) du Régime des rentes du Québec (RRQ). Le fait que ces personnes comptent essentiellement bénéficier d'avoirs de retraite publics laisse présager qu'il s'agit de personnes à plus faible revenu. Quant à la proportion de travailleurs déclarant que leur principale source de revenus sera constituée de sources privées, elle se situe à près de 55 %. Plus précisément, un peu plus de 30 % des travailleurs âgés de 50 ans et plus profiteront d'un régime de pension lié au travail[9], alors qu'environ le quart des travailleurs auront recours à des REER[10] et d'autres sources de revenus privées. Par ailleurs, l'analyse interprovinciale révèle que les Ontariens sont proportionnellement plus nombreux que les Québécois à mentionner les REER ou d'autres sources de revenus comme principaux constituants de leurs futures sources de revenus de retraite. Chez les personnes de 55 ans et plus, la différence entre les deux provinces est d'environ 8 points de pourcentage.

Les résultats selon le secteur montrent qu'environ 7 employés de 50 ans et plus sur 10 du secteur public prévoient comme principale source de revenus à la retraite un régime de pension lié au travail, la proportion chute à 2 sur 10 dans le secteur privé. Cette source de revenus est d'ailleurs la moins courante dans ce dernier secteur. Les REER et les autres sources de revenus privées ainsi que les programmes publics y sont plus courants, chacune de ces sources regroupant de 30 % à 35 % des travailleurs. L'analyse interprovinciale révèle, quant à elle, une seule différence significative entre les provinces : les employés ontariens de 55 ans et plus du secteur privé sont plus susceptibles de prévoir des REER ou d'autres sources de revenus privées comme principale source de revenus que leurs homologues québécois (38 % contre 29 %).

En ce qui concerne la scolarité, on constate que les travailleurs de 50 ans et plus titulaires d'un diplôme d'études secondaires ou moins sont plus susceptibles de considérer les programmes publics comme principale source de revenus à la retraite que ceux ayant fait des études postsecondaires : des écarts d'environ 14 points de pourcentage sont constatés entre les deux groupes.

Par ailleurs, la proportion de travailleurs expérimentés déclarant qu'une pension liée au travail sera leur principale source de revenus à la retraite est beaucoup plus forte chez ceux ayant fait des études postsecondaires, notamment les 55 ans et plus où un écart de 20 points est observé avec les travailleurs moins scolarisés. Des différences entre les deux groupes sont également notées dans la catégorie « REER et autres sources de revenus », mais l'écart est moindre et touche de façon significative uniquement les travailleurs âgés de 50 à 54 ans (écart de 8 points).

---

9. Dans le cadre de l'ETA, les régimes complémentaires de retraite sont désignés sous le terme « pension liée au travail », nous privilégierons donc ce dernier terme.

10. REER collectif et individuel.

Tableau 4 Principale source de revenu à la retraite, résultats selon le sexe, le niveau d'études, la situation familiale et le secteur d'appartenance, Ontario, Canada, 2008[1]

	Québec			Ontario		
	Source publique[2]	Pension liée au travail	REER et autres sources de revenu[3]	Source publique[2]	Pension liée au travail	REER et autres sources de revenu[3]
	%					
Ensemble						
50-54 ans	25,7	34,5	26,7	29,2	28,7	32,8
55 ans et plus	29,7	31,1	24,3	30,5	26,7	32,2
Homme						
50-54 ans	25,7	32,4	31,0	24,0	31,0	38,1
55 ans et plus	27,7	33,1	26,3	27,5	28,2	34,4
Femme						
50-54 ans	25,7	36,5	22,4	34,5	26,3	27,4
55 ans et plus	32,1	28,7	21,7	33,9	25,0	29,8
Diplôme d'études secondaire ou moins						
50-54 ans	34,8	25,1*	21,6	40,0	21,9*	28,4
55 ans et plus	38,7	18,2*	18,1	40,5	24,3	21,2
Études postsecondaires						
50-54 ans	20,8	39,5	29,5	24,2	31,8	34,9
55 ans et plus	24,3	38,9	28,0	25,8	27,9	37,4
Personne seule						
50-54 ans	25,9*	42,4	18,4*	37,0	24,2*	28,3
55 ans et plus	30,7	27,7	21,1*	36,0	26,8	25,9
Personne en couple						
50-54 ans	25,6	31,7	29,7	26,6	30,2	34,3
55 ans et plus	29,2	32,6	25,6	28,9	26,7	34,1
Employé du secteur public						
50-54 ans	12,8**	68,9	10,4**	14,8	68,9	14,3*
55 ans et plus	14,5*	68,2	9,7**	20,2	60,2	12,2*
Employé du secteur privé						
50-54 ans	30,8	21,0	33,3	33,9	15,9	38,7
55 ans et plus	34,6	19,3	29,0	33,3	17,6	37,6

* Coefficient de variation se situant entre 15% et 25%. Estimation à interpréter avec prudence.

** Coefficient de variation de plus de 25%. Estimation à utiliser avec circonspection, fournie à titre indicatif seulement.

1. La somme des répartitions ne donne pas 100% en raison de l'exclusion de la réponse «ne sais pas ou refus».

2. RPC-RRQ, SV, SRG.

3. Ils comprennent l'épargne personnelle, l'emprunt et le revenu de travail.

Source : Statistique Canada, *Enquête sur les travailleurs âgés*, 2008. Fichier de microdonnées à grande diffusion.

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

Malgré le fait que les femmes déclarent des revenus plus faibles et qu'elles prévoient des revenus de retraite inférieurs à ceux des hommes, elles ne se comportent pas différemment de ces derniers lorsqu'il s'agit d'identifier leur principale source de revenus à la retraite. Une seule exception est observée : les hommes de 50 à 54 ans (31 %) sont plus susceptibles de compter sur les REER ou d'autres sources de revenus que les femmes du même âge (22 %). Ce constat n'est certainement pas étranger au fait que les hommes bénéficient d'un revenu supérieur. En effet, la catégorie « REER et autres sources de revenus » est particulièrement liée à la capacité d'épargner des travailleurs, puisqu'elle comprend, entre autres, l'épargne personnelle, fortement influencée par le revenu.

Sur le plan de la comparaison interprovinciale, des différences entre le Québec et l'Ontario sont observées chez les personnes seules âgées de 50 à 54 ans puisque les Québécois sont proportionnellement moins nombreux que les Ontariens à croire que leurs revenus de retraite seront principalement constitués de sources publiques (26 % c. 37 %) ou de REER et autres sources de revenus privées (18 % c. 28 %). Inversement, les Québécois de ce groupe d'âge sont proportionnellement beaucoup plus nombreux à prévoir une pension liée au travail (42 % contre 24 %).

Les travailleurs du secteur public et ceux ayant fait des études postsecondaires sont plus susceptibles de bénéficier d'un régime de retraite privé, alors que les travailleurs du secteur privé et ceux ayant un diplôme d'études secondaires ou moins sont plus portés à croire que leurs revenus de retraite seront essentiellement constitués de fonds provenant de programmes publics.

Les travailleurs ne se limitent généralement pas à une seule source de revenus à la retraite, diverses sources pouvant être utilisées en parallèle. Par exemple, il n'est pas rare de voir une personne recevoir à la fois une rente provenant d'un régime privé de retraite et du régime des rentes du Québec en plus de bénéficier de revenus supplémentaires provenant d'un REER. Retourner sur le marché du travail est aussi une option de plus en plus envisagée par les retraités. Les données présentées dans le tableau 5 et qui portent sur certaines sources de revenus considérées par les travailleurs de 50 ans et plus ont pour but de nuancer et compléter l'analyse ayant trait aux principales sources de revenus.

La source potentielle de revenus la plus fréquemment mentionnée est le REER. Au Québec, environ 7 travailleurs sur 10 âgés de 50 ans et plus prévoient utiliser cette source de revenus lors de la retraite. Cette proportion est d'ailleurs observée dans la majorité des groupes analysés. Seules les personnes ayant fait des études secondaires ou moins (58 % et 55 % selon le groupe d'âge) se démarquent avec une proportion plus faible. Les personnes qui ont une formation postsecondaire (78 %) ou qui travaillent dans le secteur public (75 % et 79 % selon le groupe d'âge) affichent des parts élevées; comme on l'a vu, ces travailleurs sont aussi ceux qui bénéficient beaucoup plus de pensions liées au travail.

Au Québec, la pension liée au travail est la deuxième source de revenus la plus fréquemment mentionnée. Environ la moitié des Québécois de 50 ans et plus prévoient bénéficier de cette source de revenus lors de leur retraite. Les personnes les plus susceptibles de profiter de ce type de revenus sont celles travaillant dans le secteur public et celles ayant fait des études postsecondaires.

Une part substantielle de travailleurs de 50 ans et plus comptent demeurer sur le marché du travail après avoir quitté leur emploi actuel. En effet, en 2008, environ 4 employés sur 10 de cet âge prévoient bénéficier d'un revenu lié à un travail à la retraite, et ce, sans égard au niveau d'études, au fait d'être seul ou en couple, ou au secteur d'appartenance. Ces personnes n'envisagent donc pas de se retirer complètement de la vie active.

L'intention de retourner (ou de demeurer) sur le marché du travail est davantage observée chez les hommes que chez les femmes. De fait, en 2008, environ 5 hommes sur 10 âgés de 55 ans et plus comptent bénéficier d'un revenu tiré d'un travail à la retraite, alors que chez les femmes, la proportion se fixe à un peu moins de 4 sur 10.

Les Québécois de 50 ans et plus déclarent qu'ils recevront un revenu provenant de REER à la retraite dans une proportion de 70 % en 2008. Or, comme nous l'avons vu, seulement le quart de ces personnes croient que leur principale source de revenus sera constituée de REER ou d'autres sources de revenus (voir tableau 4). Ainsi, bien qu'une forte majorité de travailleurs possède des REER, peu d'entre eux estiment que cette source sera leur principale source de revenus.

Tableau 5 Part des travailleurs de 50-54 ans et de 55 ans et plus déclarant qu'ils recevront l'une de ces sources de revenu lorsqu'ils seront à la retraite, Québec, 2008

	Supplément de revenu garanti	Pension liée au travail	REER	Autres épargnes et investissements privés	Revenu d'un travail[1]
			%		
Ensemble					
50-54 ans	33,0	56,0	70,8	37,0	41,8
55 ans et plus	29,0	50,3	69,1	36,1	43,8
Homme					
50-54 ans	36,7	52,3	69,3	37,7	45,9
55 ans et plus	30,3	52,0	69,8	40,4	49,1
Femme					
50-54 ans	29,2	59,9	72,4	36,2	37,7
55 ans et plus	27,3	48,1	68,3	30,8	37,3
Diplôme d'études secondaires ou moins					
50-54 ans	37,3	46,6	57,6	31,3	35,8
55 ans et plus	39,8	38,6	55,2	28,4	40,2
Études postsecondaires					
50-54 ans	30,6	61,1	78,0	40,0	45,0
55 ans et plus	22,6	57,4	77,6	40,8	46,0
Personne seule					
50-54 ans	27,7*	63,3	68,3	31,4*	42,4
55 ans et plus	39,4	50,9	69,0	30,7	42,4
Personne en couple					
50-54 ans	34,8	53,5	71,8	38,9	41,6
55 ans et plus	24,6	50,0	69,1	38,4	44,3
Employé du secteur public					
50-54 ans	23,9*	90,3	78,5	42,6	40,5
55 ans et plus	16,8	90,1	75,0	29,8*	37,0
Employé du secteur privé					
50-54 ans	36,3*	42,3	67,8	34,9	42,5
55 ans et plus	32,7	37,2	67,4	38,3	46,1

* Coefficient de variation se situant entre 15 % et 25 %. Estimation à interpréter avec prudence.

1. Temps partiel, travail à la pige, travail indépendant.

Note : Étant donné que chaque travailleur peut déclarer plus d'une source de revenu à la retraite, le total des proportions dépasse donc 100 %.

Source : Statistique Canada, *Enquête sur les travailleurs âgés, 2008*. Fichier de microdonnées à grande diffusion.

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

En 2008, au Québec, environ 54 % des travailleurs de 50 ans et plus estiment que les sources publiques constitueront moins de la moitié de leurs avoirs de retraite (tableau 6). Par contre, il est étonnant de constater qu'une proportion importante de travailleurs de 50 ans et plus ne connaissent pas la part qu'occuperont les revenus tirés de programmes publics de retraite dans leurs avoirs de retraite. De fait, environ le tiers des femmes et plus de 40 % des travailleurs moins scolarisés affirment ne pas disposer de cette information.

Par ailleurs, d'importantes différences sont notées entre le Québec et l'Ontario. Par exemple, les travailleurs ontariens semblent plus renseignés sur le poids que représentera cette source de revenus dans leur portefeuille de retraite. De fait, les travailleurs ontariens sont proportionnellement

Tableau 6 Part estimée des revenus de retraite provenant de programmes publics, Québec, Ontario, Canada, 2008[1,2]

	Québec			Ontario		
	Moins de 50 %	50 % et plus	Ne sais pas	Moins de 50 %	50 % et plus	Ne sais pas
	%					
Ensemble						
50-54 ans	53,6	19,8	26,6	62,6	20,0	17,4
55 ans et plus	54,4	16,6	29,0	63,3	20,4	16,1
Homme						
50-54 ans	62,6	16,6	20,8	66,4	18,6	15,0
55 ans et plus	55,8	20,8*	23,4	72,5	16,5	10,8*
Femme						
50-54 ans	44,5	23,0	32,5	58,8	21,4	19,8
55 ans et plus	53,0	12,3*	34,7	53,5	24,5	21,8
Diplôme d'études secondaire ou moins						
50-54 ans	46,0	23,0*	31,0	54,6	24,9	20,4*
55 ans et plus	36,7	20,7*	42,7	56,5	23,0	20,0*
Études postsecondaires						
50-54 ans	57,7	18,1	24,2	66,4	17,7	15,9
55 ans et plus	64,3	14,4*	21,3	66,4	19,2	14,3
Personne seule						
50-54 ans	47,7	20,3*	32,0*	54,1	25,9*	19,9*
55 ans et plus	42,7	23,4*	33,9	52,6	25,2*	21,5*
Personne en couple						
50-54 ans	55,7	19,6	24,7	65,5	18,0	16,5
55 ans et plus	59,5	13,7*	26,8	66,4	19,0	14,5
Employé du secteur public						
50-54 ans	53,8	17,2*	29,0*	72,3	12,9*	14,9*
55 ans et plus	63,7	13,7**	22,6*	69,2	16,6*	14,2*
Employé du secteur privé						
50-54 ans	53,4	20,9	25,7	59,5	22,4	18,1
55 ans et plus	50,9	17,7	31,4	61,4	21,6	16,7

* Coefficient de variation se situant entre 15 % et 25 %. Estimation à interpréter avec prudence.

** Coefficient de variation de plus de 25 %. Estimation à utiliser avec circonspection, fournie à titre indicatif seulement.

1. La somme des répartitions ne donne pas 100 % en raison de l'exclusion de la réponse «refus».

2. Les sources publiques comprennent la pension de la sécurité de la vieillesse (PSV), le supplément de revenu garanti (SRG) et les prestations (incluant rentes de conjoint survivant) du Régime des rentes du Québec (RRQ).

Source : Statistique Canada, *Enquête sur les travailleurs âgés, 2008*. Fichier de microdonnées à grande diffusion.

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

moins nombreux à ne pas connaître la part de revenus tirés de programmes publics que leurs homologues québécois; c'est particulièrement le cas chez les 55 ans et plus (16% contre 29%) et en particulier ceux ayant un diplôme d'études secondaires ou moins qui affichent le plus grand écart. Dans ce groupe, les travailleurs québécois sont plus de deux fois plus nombreux à ne pas connaître la part en question (43% contre 20%).

De façon générale, les travailleurs ontariens de 50 ans et plus sont plus susceptibles d'estimer des revenus de retraite constitués de moins de 50% de sources publiques que leurs homologues québécois. Près des deux tiers d'entre eux sont dans cette situation, alors que la proportion chez les Québécois se situe à un peu plus de la moitié. Ce sont les titulaires d'un diplôme d'études secondaires ou moins, âgés de 55 ans et plus, qui présentent l'écart le plus important à ce chapitre (37% contre 57% en Ontario). Des écarts significatifs entre les provinces sont également constatés chez les hommes de 55 ans et plus (écart de 17 points de pourcentage) ainsi que chez les femmes et les employés du secteur public âgés de 50 à 54 ans (écarts respectifs de 14 points et 19 points).

CONCLUSION

Cette étude avait pour but de dresser un portrait des conditions économiques des travailleurs québécois âgés de 50 ans et plus. L'un des constats est que leur accès à la retraite se fera dans des conditions variables. En effet, les femmes, les personnes moins scolarisées et les travailleurs du secteur privé apparaissent moins avantagés. Le fait que les hommes, les travailleurs plus scolarisés et ceux du secteur public profitent de revenus du travail supérieurs leur donne un avantage lorsqu'il est question de conditions d'accès à la retraite. Plus particulièrement, on a vu que ces groupes de travailleurs auront vraisemblablement de meilleurs revenus de retraite et dépendront moins des programmes publics de retraite puisqu'ils pourront bénéficier plus fréquemment de rentes privées ou d'avoirs de retraite liés aux REER ou à d'autres épargnes et investissements. À l'inverse, les femmes, les travailleurs peu scolarisés et ceux qui sont dans le secteur privé dépendront davantage des régimes publics de retraite et auront, en conséquence, des revenus de retraite souvent inférieurs. Également, le fait que ces derniers groupes ont plus de difficulté à connaître la part que les régimes publics de retraite auront dans leurs revenus, une fois qu'ils seront retirés du marché du travail, révèle leurs conditions plus incertaines à l'aube de la retraite. Il convient, par ailleurs, de rappeler que même si les personnes seules et les personnes en couple ont souvent des conditions qui s'apparentent sur le plan des conditions économiques, il n'en demeure pas moins que les personnes en couple de 55 ans et plus sont plus confiantes quant à leur revenu de retraite estimé. Comme déjà noté, Il est indéniable que le fait de pouvoir compter sur deux revenus à la retraite améliore grandement la perception des personnes à l'égard de la suffisance du revenu de retraite estimé.

RÉFÉRENCES

CLOUTIER, Luc, et Jean-François DORION (2010). « Les intentions des travailleurs âgés de 50 ans et plus quant à leur retraite : une comparaison Québec-Ontario », *Flash-info, Travail et rémunération*, vol. 11, n° 3, septembre, p. 1-12.

MOUSSALY, Karim (2010). *Participation aux régimes privés d'épargne-retraite, 1997 à 2008*, document de recherche, Ottawa, Statistique Canada, 33 p.

OLIER, Lucile (1998). « Les avantages matériels de la vie en couple », *INSEE Première*, n° 564, INSEE, Paris, janvier, p. 1-4.

SCHELLENBERG, Grant, et Yuri OSTROVSKY (2010). *Retirement-Related Highlights from the 2009 Canadian Financial Capability Survey*, Ottawa, Statistics Canada, 20 p.

SCHELLENBERG, Grant (2004). *Projets et attentes des Canadiens non retraités de 45 à 59 ans en matière de retraite*, document de recherche, Ottawa, Statistique Canada, 46 p.

STATISTIQUE CANADA (2006). *Femmes au Canada. Rapport statistique fondé sur le sexe, Cinquième édition*, Ottawa, 323 p.

STATISTIQUE CANADA (2005). *Le patrimoine des Canadiens : un aperçu des résultats de l'Enquête sur la sécurité financière*, document de recherche, Ottawa, 45 p.

LES CONDITIONS ÉCONOMIQUES DES AÎNÉS

85 Les revenus à la retraite : des différences entre les Québécoises et les Québécois

97 L'évolution de l'inégalité du revenu des hommes et des femmes entre 55 et 69 ans au Québec : une analyse par cohortes

113 Un portrait équivoque : la pauvreté chez les personnes âgées au Québec

LES REVENUS À LA RETRAITE : DES DIFFÉRENCES ENTRE LES QUÉBÉCOISES ET LES QUÉBÉCOIS

Philippe Guèvremont,
Régie des rentes du Québec[1]

Les femmes et les hommes, de par leurs différences biologiques et sociétales, ont des vies actives bien différentes. Ces différences ont un impact certain sur la situation économique à la retraite. Quelles sont, globalement et pour chacun des paliers du système de retraite québécois, les divergences et convergences dans les revenus à la retraite des Québécoises et Québécois? L'auteur aborde aussi les différences dans les déterminants de la situation à la retraite des futurs retraités et surtout, ce que ça implique comme vision du futur pour les revenus à la retraite.

Il va de soi que les femmes sont différentes des hommes. Il existe des différences génétiques, biologiques et sociales. À la base, celles qui sont génétiques et biologiques s'avèrent pratiquement immuables, mais les différences sociales s'amenuisent. L'arrivée massive des femmes sur le marché du travail et la disparition du concept qu'un emploi ne peut être occupé que par une femme ou un homme sont des exemples de ces changements.

Quelles répercussions ont ou auront ces différences passées et futures sur les revenus à la retraite des Québécoises et des Québécois? Est-ce qu'un groupe est en meilleure posture qu'un autre? Surtout, quels sont les défis qu'ils auront à relever?

D'abord, une vue d'ensemble de la situation actuelle sera présentée. Ensuite, les différences pour chaque élément du système de retraite québécois[2] seront abordées. Enfin, une brève récapitulation de la situation permettra d'explorer les défis qui semblent attendre les Québécoises et les Québécois.

1. L'auteur aimerait remercier Georges Langis, Francis Bernier, Myriam Duquet, Sylvie Lavergne, Mario Pépin, Francis Picotte, Sonia Potvin et Étienne Poulin pour leur contribution à cet article.

2. Les lecteurs moins familiers avec le système de retraite québécois sont invités à lire l'annexe A de RÉGIE DES RENTES DU QUÉBEC (2010a).

VUE D'ENSEMBLE

Les Québécoises et les Québécois ont, à tout compte fait, un âge moyen de retraite identique. En 2006, il était de 59,9 ans pour les hommes et de 59,5 ans pour les femmes[3]. Alors que l'âge moyen de retraite est le même, l'espérance de vie des femmes à 60 ans est plus élevée de 3,3 années que celle des hommes, cette dernière étant de 22,6 années[4]. Ces trois années de plus à la retraite signifient aussi plus de coûts. Une rente de retraite viagère payable à partir de 60 ans, non indexée au coût de la vie, coûte environ 10 % plus cher si le bénéficiaire est une femme plutôt qu'un homme. La différence est de 13 % pour une rente indexée au coût de la vie.

Vivre trois années de plus comporte des risques. Il y a d'abord le risque d'épuiser, avant son décès, le capital mis de côté pour la retraite. Même si cette éventualité est évitée, le pouvoir d'achat peut néanmoins être érodé par l'inflation. Vivre plus longtemps, c'est également investir plus longtemps et être soumis pour une plus longue période aux risques financiers que cela comporte. Si les femmes vivent plus longtemps que les hommes, elles sont aussi plus à risque de devenir le conjoint survivant. Une étude de Statistique Canada (2009) montre que le veuvage, particulièrement pour les femmes, est synonyme de perte de revenu et d'une augmentation de la probabilité de vivre en situation de faible revenu. Cette situation n'affecte pas autant les veufs. Enfin, cette plus longue période de vie augmente le risque de voir son état de santé se détériorer, avec tous les inconvénients et coûts que cela comporte.

Le travail après la retraite, par son apport de capital, peut atténuer le risque financier associé à une plus longue vie. Ce ne semble pas être une stratégie adoptée, en général, par les femmes. En 2008, seulement 8 % des femmes de 65 ans ou plus avaient des gains de travail supérieurs à 1 000 $ contre 24 % des hommes. De plus, le salaire moyen de ces femmes équivalait à 67 % de celui des hommes dans la même situation[5].

Cette différence dans l'apport des revenus de travail aux âges avancés est une des explications de la différence dans le revenu total des 65 ans ou plus en 2006[6]. Le revenu total moyen des femmes de ce groupe était de 21 300 $, soit 63 % de celui des hommes à 33 600 $.

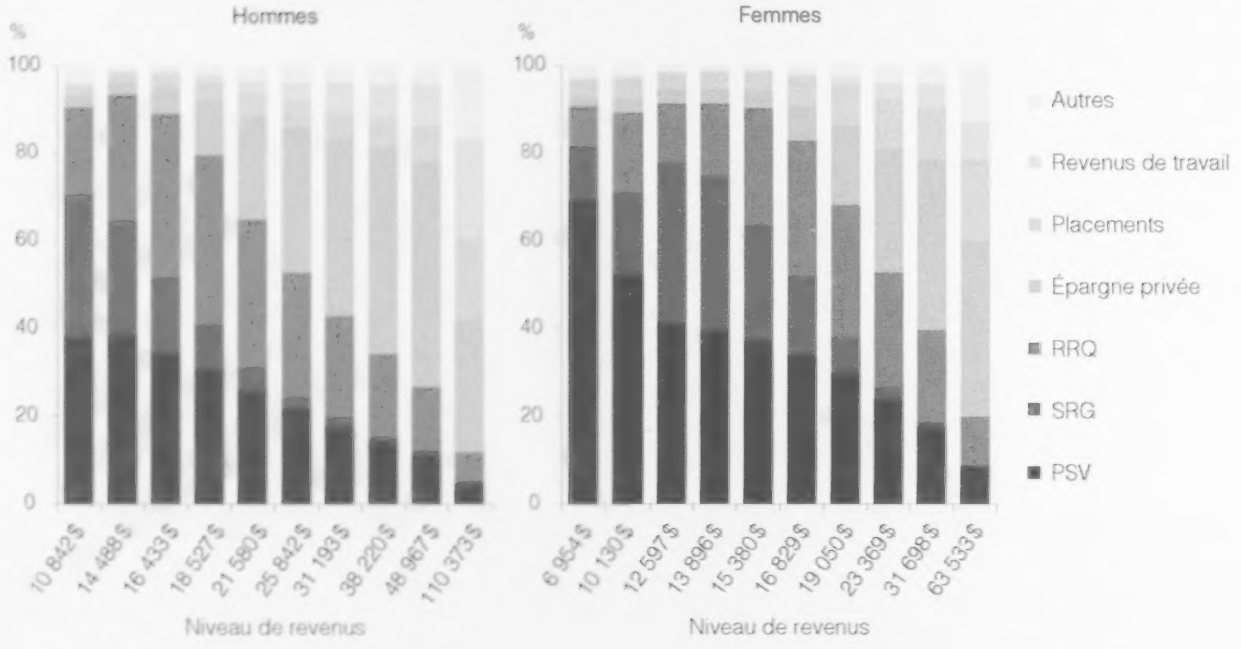
En raison de leur plus grande longévité, les femmes sont plus vulnérables, comme expliqué précédemment, à un certain nombre de risques. Compte tenu de leurs revenus à la retraite moins élevés, elles reçoivent également un plus grand pourcentage de leurs revenus de sources publiques, des paiements viagers, indexés et garantis par l'État. Ces revenus leur offrent une meilleure protection à l'égard de ces risques. Bien sûr, une meilleure protection de ses revenus est souhaitable, à la condition que ce ne soit pas signe d'appauvrissement. Cela ne semble pas être le cas. Les femmes remplacent à la retraite un plus grand pourcentage de leurs revenus avant la retraite pour des tranches de revenus comparables (figure 2).

Les revenus des femmes et des hommes à la retraite peuvent aussi être examinés en termes d'égalité. La figure suivante présente l'inégalité des revenus pour la population québécoise de 1998 à 2009 par groupe d'âge et sexe, tel que mesuré par le coefficient de Gini. Avec cette mesure, plus les revenus sont inégaux, plus le coefficient est élevé. Par exemple, le coefficient de Gini est de zéro si toute la population a le même niveau de revenu et de 1 si un seul individu s'accapare toute la richesse et que le reste de la population n'a rien.

---

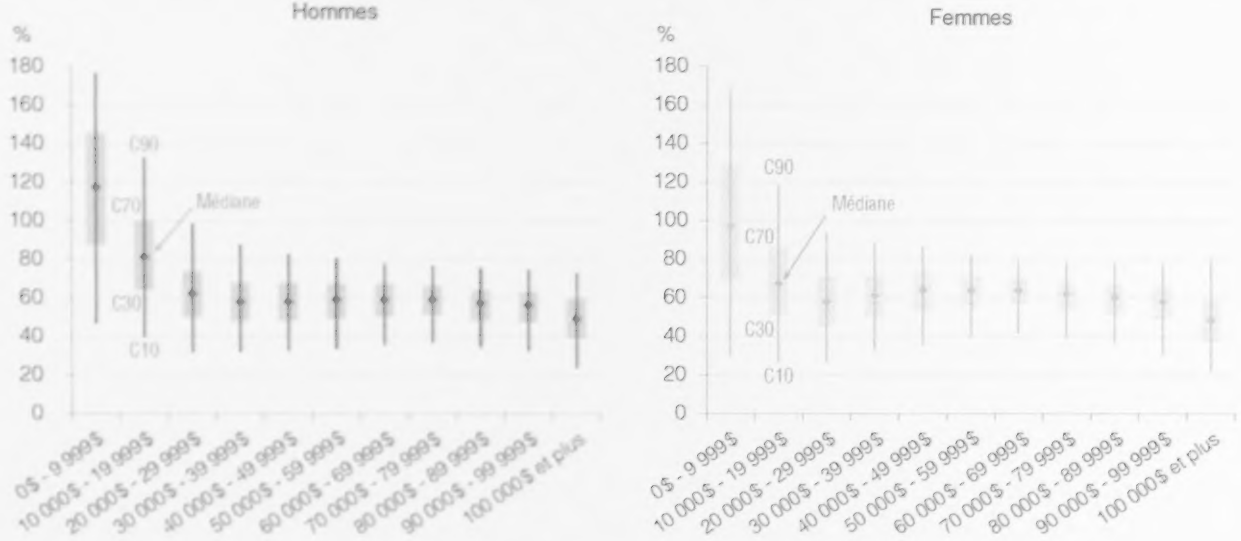
3. RÉGIE DES RENTES DU QUÉBEC (2010b), p. 13.
4. RÉGIE DES RENTES DU QUÉBEC (2010c), p. 69.
5. Revenu Québec, Fichiers des renseignements fiscaux. Données compilées par la Régie des rentes du Québec.
6. Cette année de référence est utilisée plutôt que 2008 afin de se soustraire au biais créé par le fractionnement des revenus de retraite, mis en place en 2007. Le fractionnement de revenu est une mesure fiscale permettant à un couple de partager, aux fins du calcul de l'impôt, également entre eux les revenus de retraite (par exemple, une rente de régime privé de retraite) de chacun. Cette mesure, en modifiant le revenu total des membres du couple, fait en sorte que le revenu inscrit dans la déclaration de revenus n'est plus représentatif du revenu réel de chacun.

Figure 1 Distribution, par décile de revenu total, des sources de revenus des 65 ans ou plus, Québec, 2006



Source : Revenu Québec, Fichiers des renseignements fiscaux.
Compilation : Régie des rentes du Québec.

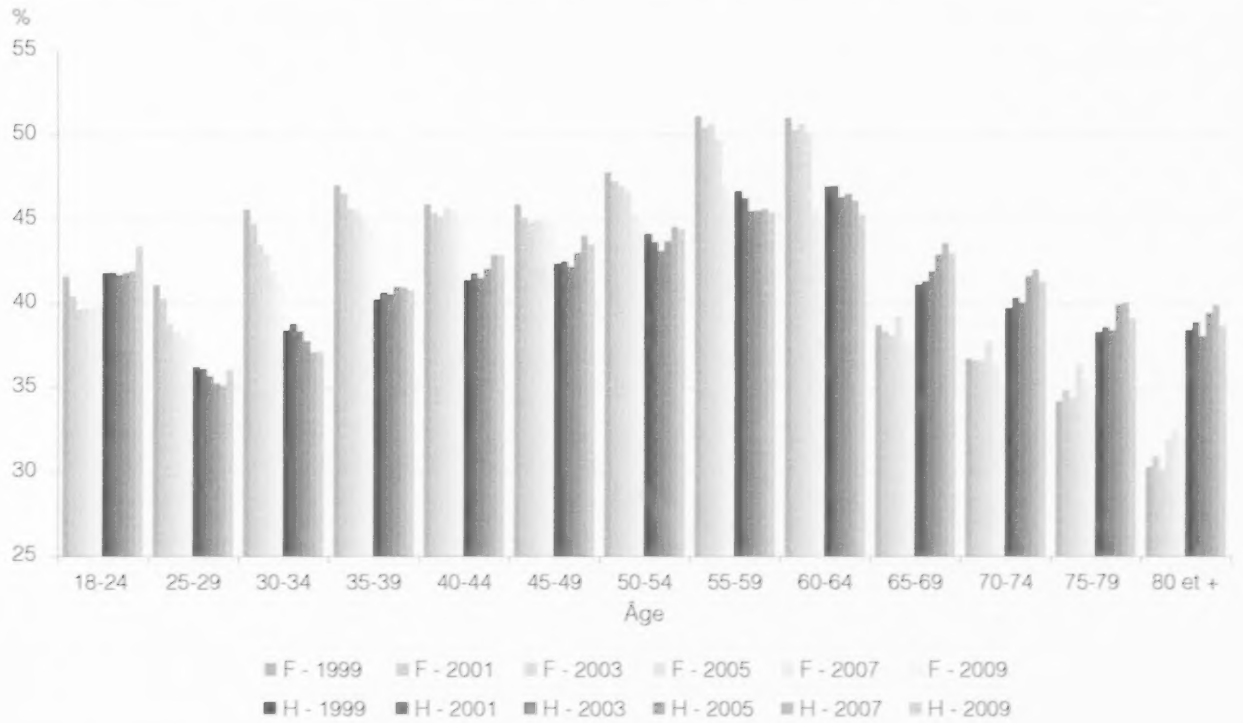
Figure 2 Remplacement de revenu à la retraite par niveau de revenu avant la retraite, Québec, 1995-2003[1]



1. Dans cette figure, le point au centre du rectangle est la médiane. Le bas de la ligne est le 10e centile, le haut de la ligne le 90e centile. Finalement, le bas du rectangle est le 30e centile et le haut du rectangle est le 70e centile.

Source : Revenu Québec, Fichiers des renseignements fiscaux.
Compilation : Régie des rentes du Québec.

Figure 3 Inégalités de revenus mesurés par le coefficient de Gini, Québec, 1999-2009[1]



1. Dans cette figure, les bâtonnets les plus pâles et à gauche pour chaque groupe d'âge représentent les femmes, les plus foncés et à droite représentent les hommes. Pour chaque série (hommes-femmes par groupe d'âge), le bâtonnet le plus à gauche est l'année 1998, le plus à droite 2009 et chaque bâtonnet entre les deux est une gradation entre ces années.

Source : Revenu Québec, Fichiers des renseignements fiscaux.

Compilation : Régie des rentes du Québec.

Moins d'inégalité dans la distribution des revenus n'est pas nécessairement un élément positif. La présence de mécanismes d'assistance, comme le Supplément de revenu garanti (SRG) ou, avant 65 ans, le Programme d'aide sociale et d'une prestation uniforme après 65 ans comme la Pension de la Sécurité de la vieillesse (PSV), est la source principale de la diminution de l'inégalité des faibles revenus. Par exemple, sans les mesures d'assistance, un segment de la population à faible revenu aurait des entrées d'argent variant entre 0 $ et 15 000 $. Avec les mesures d'assistance, tout ce segment reçoit au moins 15 000 $ annuellement. Comme la différence principale, en termes de revenus, entre les individus de 64 ans et de 65 ans est l'admissibilité à la PSV et au SRG, il est probable que ces mesures soient la cause de la diminution de l'égalité de revenus à partir de 65 ans. Plus le revenu est faible, plus l'impact de ces mesures sur l'inégalité de revenus est grand. Par conséquent, plus la diminution de l'inégalité est grande, plus il est probable qu'elle est acquise au prix d'une diminution globale des revenus.

Il y a une diminution marquée de l'inégalité de revenus à partir de 65 ans, particulièrement pour les femmes. L'inégalité continue de diminuer au fur et à mesure de l'avancée en âge. Cette évolution selon l'âge est plus importante pour les femmes que pour les hommes. Cela pourrait inférer que non seulement les femmes sont plus nombreuses à être bénéficiaires du SRG, mais aussi que la proportion de femmes qui bénéficient de cette aide financière augmente avec l'âge.

Cette hypothèse est cependant contestée par les résultats de la recherche réalisée par Crespo (2012)[7] qui conclut que l'entrée en jeu de la PSV et du SRG n'est pas tant responsable de la diminution de l'inégalité que la cessation ou la diminution des revenus de travail découlant de la prise de la retraite. Cette conclusion est obtenue par une comparaison des contributions des sources de revenus à la variation des coefficients de Gini.

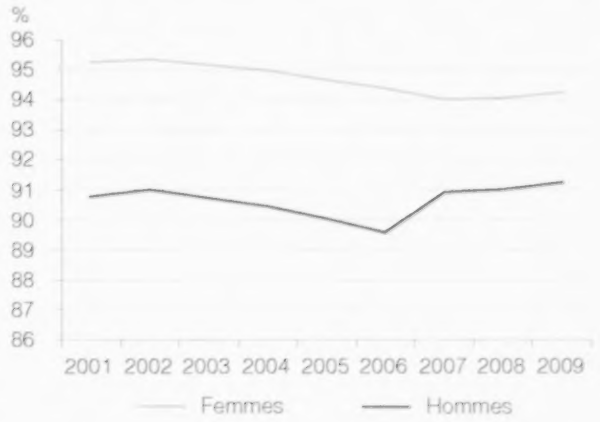
PENSION DE LA SÉCURITÉ DE LA VIEILLESSE (PSV)

Bien que la PSV soit une prestation universelle d'un montant fixe, tous ne sont pas admissibles et les sommes reçues peuvent différer. Deux mesures réduisent le montant de la PSV pour certaines personnes. D'abord, la pleine PSV est accordée à ceux qui ont vécu au moins 40 ans au Canada après leur 18e anniversaire. En deçà de 40 années, la PSV est payable au prorata du nombre d'années de résidence sur 40 (minimum 10). Par conséquent, il peut y avoir des différences entre les femmes et les hommes sur ce plan selon la proportion d'immigrants de chaque sexe.

Ensuite, les gens dont le revenu est supérieur à 69 562 $ (2012), incluant la PSV, sont soumis à une taxe spéciale de 15 %. Cette taxe disparaît lorsque la PSV est entièrement récupérée, soit environ à un revenu de 113 000 $ (2012). Le revenu total a donc aussi un impact dans les différences de sommes reçues pour cette prestation.

Les statistiques à notre disposition ne permettent pas de différencier les deux effets illustrés ci-dessus à la figure 4. La remontée marquée de la proportion d'hommes bénéficiant de la PSV en 2007 est due au fractionnement des revenus du couple aux fins de l'impôt[8] introduit cette année-là. Comme c'est souvent l'homme qui a le revenu le plus élevé dans un couple, ce fractionnement a eu pour effet, en moyenne, de réduire les revenus des hommes et de faire en sorte qu'un plus grand nombre a eu un revenu imposable inférieur à la somme à partir de laquelle la PSV est récupérée. Il est aussi possible d'observer, tant pour les femmes que pour les hommes, une augmentation de la proportion recevant la rente maximale en 2009. Cette augmentation est probablement reliée à la crise financière de 2008-2009, qui a réduit les revenus de retraite discrétionnaires de beaucoup de retraités (ex. : retrait de REER).

Figure 4 Proportion des bénéficiaires québécois de la PSV recevant la rente maximale, 2001-2009



Source : Bureau de l'actuaire en chef, Bureau du surintendant des institutions financières.

SUPPLÉMENT DE REVENU GARANTI (SRG)

Le SRG est une prestation fondée sur le niveau de revenu. Plus le revenu est élevé, plus le supplément est réduit jusqu'à disparaître pour un revenu imposable, excluant la PSV et les premiers 3 500 $ de revenu d'emploi, d'environ 16 400 $ (2012). Ainsi, le SRG est versé aux aînés les moins nantis de notre société. Le pourcentage de bénéficiaires et le montant moyen qu'ils reçoivent peuvent être associés à un indicateur de la pauvreté des aînés.

Les femmes sont plus nombreuses à être bénéficiaires du SRG, mais elles reçoivent en outre des montants plus élevés. Il semblerait donc qu'une plus grande proportion

7. Voir l'article de Stéphane Crespo dans cette même publication aux pages 97-111.

8. Ce fractionnement permet de diviser, aux fins de calcul de l'impôt, également entre les membres du couple les revenus de retraite (par exemple une rente d'un régime de retraite privé) de chacun. Cette mesure peut donc réduire ou augmenter le revenu imposable de chacun.

Tableau 1 Proportion de la population québécoise qui est bénéficiaire du SRG et montant moyen reçu, 2008

Groupe d'âge	Hommes		Femmes		Ratio F/H
	Bénéficiaires	Montant moyen	Bénéficiaires	Montant moyen	
	%	$	%	$	%
65-69 ans	38	4 500	40	4 000	89
70-74 ans	43	3 680	47	4 138	112
75-79 ans	43	3 451	52	4 237	123
80 ans et plus	48	3 441	64	4 620	134
Total	42	3 825	51	4 309	113

Source : Revenu Québec, Fichiers des renseignements fiscaux.
Compilation : Régie des rentes du Québec.

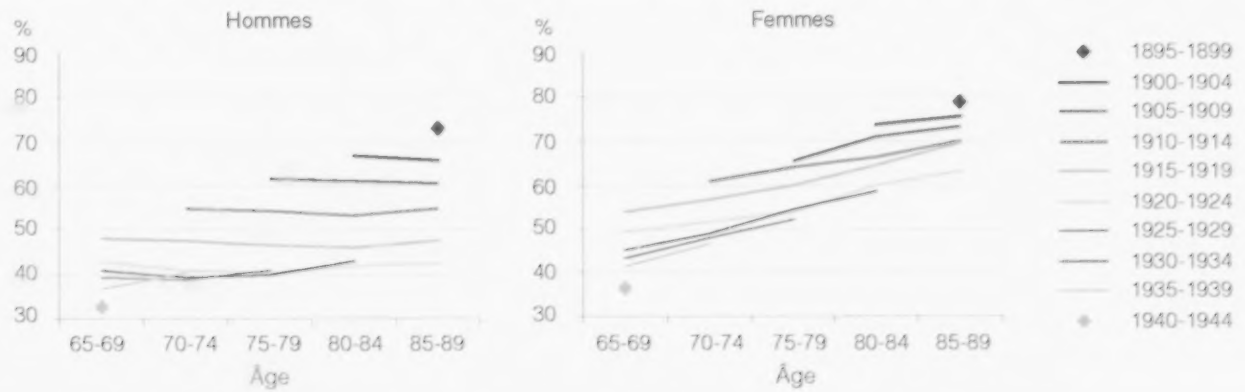
des aînées a des revenus faibles à très faibles. De plus, cette proportion augmente avec l'âge, comme il avait été supposé plus tôt à partir des données sur les inégalités de revenus.

Cette relation devient évidente lorsque la proportion de prestataires du SRG est observée par cohorte (figure 5).

Il y a eu, autant pour les femmes que pour les hommes, une diminution de la proportion de bénéficiaires du SRG. En effet, la proportion de bénéficiaires du SRG dans une cohorte diminue de la plus âgée à la plus jeune, tant pour les hommes que pour les femmes. Cette diminution est reliée à la maturation des régimes de retraite, notamment le Régime de rentes du Québec (RRQ) de même que les régimes complémentaires de retraite (RCR). Cette maturation du système de retraite a permis à un nombre croissant de Québécoises et de Québécois d'obtenir des revenus suffisants à la retraite sans avoir recours à des mesures d'assistance.

Les hommes qui sont bénéficiaires du SRG à 65 ans le restent en moyenne jusqu'à leur décès. Il n'y a pas d'évolution significative de la proportion de bénéficiaires du SRG selon l'âge à l'intérieur d'une même cohorte. La situation est différente chez les femmes. Pour une même cohorte, la proportion de bénéficiaires du SRG augmente significativement avec l'âge. Cette évolution porte à croire que, en moyenne, les femmes s'appauvrissent, à la retraite, au fur et à mesure qu'elles avancent en âge.

Figure 5 Proportion des bénéficiaires du SRG dans la population, par année de naissance, Québec



Sources : Ressources humaines et Développement des compétences Canada et Bureau de l'actuaire en chef, Bureau du surintendant des institutions financières.
Compilation : Régie des rentes du Québec.

RÉGIME DES RENTES DU QUÉBEC (RRQ)

Le RRQ est un régime de retraite public à prestations déterminées[9]. Ses prestations sont calculées avec l'ensemble de l'historique des gains du travailleur.

Historiquement, les hommes ont eu une participation plus grande au marché du travail ainsi que des salaires plus élevés en moyenne. Cela explique la proportion supérieure de bénéficiaires du RRQ chez les hommes ainsi que le montant moyen versé plus élevé observé en 2008 (tableau 2).

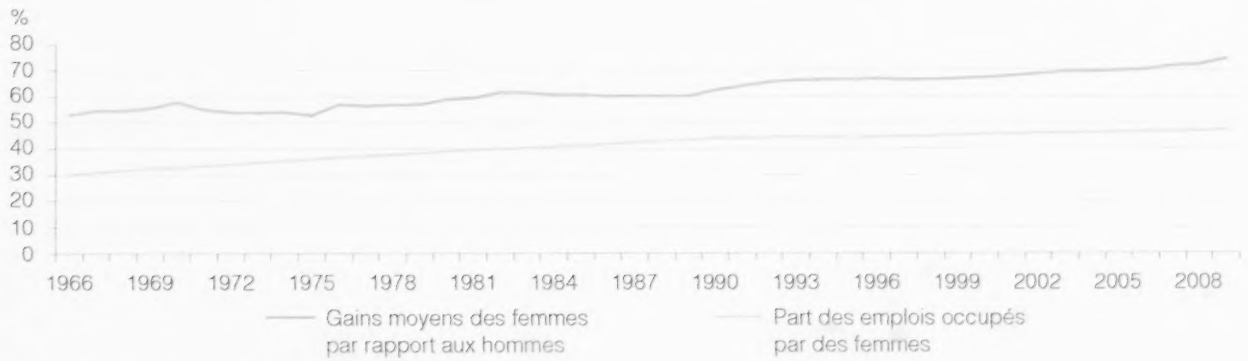
La participation des femmes au marché du travail est en constante augmentation depuis 1966. En 2009, il y avait pratiquement autant de travailleuses que de travailleurs. Cette augmentation fait en sorte que la proportion de bénéficiaires du RRQ est plus grande chez les femmes plus jeunes, celles-ci ayant été présentes plus longtemps sur le marché du travail. Au cours de cette même période, la moyenne des gains de travail des femmes par rapport à ceux des hommes a aussi été en quasi constante augmentation. La tendance observée sur la figure laisse à penser que ce ratio atteindra la parité à moyen terme (figure 6).

Tableau 2 Proportion de la population québécoise de 65 ans ou plus bénéficiaire du RRQ et montants moyens reçus, 2008

Groupe d'âge	Hommes		Femmes		Ratio F/H
	Bénéficiaires	Montant moyen	Bénéficiaires	Montant moyen	
	%	$	%	$	%
65-69 ans	96	6 325	91	4 836	76
70-74 ans	98	6 744	88	5 018	74
75-79 ans	97	6 985	85	5 294	76
80 ans et plus	96	7 163	83	5 261	73
Total	**97**	**6 741**	**87**	**5 088**	**75**

Source : Revenu Québec, Fichiers des renseignements fiscaux.
Compilation : Régie des rentes du Québec.

Figure 6 Gains moyens de travail des femmes par rapport à ceux des hommes et part des emplois occupés par femmes, Québec, 1966-2009



Source : Régie des rentes du Québec, Registre des cotisants.

9. Le régime de retraite à prestations déterminées prévoit une rente de retraite dont le montant est fixé à l'avance selon une formule précise.

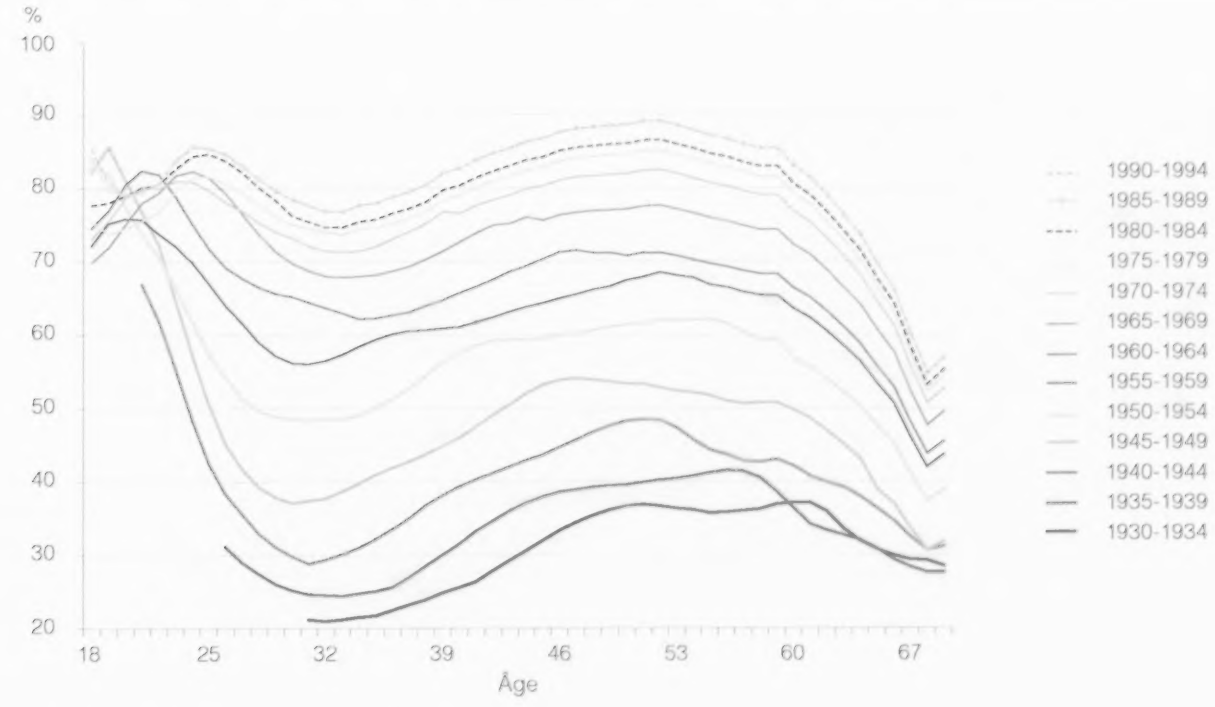
Toutefois, la figure 7 raconte une histoire différente. Elle montre aussi le ratio des salaires des femmes sur ceux des hommes, mais par âge et année de naissance. Pour les cohortes qui n'ont pas encore atteint 69 ans, une projection simple des ratios a été effectuée pour montrer le développement possible de ces proportions. Cette figure confirme l'augmentation du ratio des gains moyens de travail dans le temps. Chaque cohorte a un ratio plus élevé que la précédente, la cohorte 1930-1934 étant tout en bas de la figure et la cohorte 1990-1994 tout en haut. La figure montre aussi un creux dans les âges où les femmes ont des enfants. Enfin, elle révèle un plafonnement du ratio des salaires des femmes sur ceux des hommes pour les cohortes les plus jeunes. Ce plafonnement est visible par la compression de la distance entre les courbes des cohortes plus jeunes en haut de la figure jusqu'à ce cette distance soit pour ainsi dire inexistante pour les deux cohortes les plus jeunes.

RÉGIMES PRIVÉS

Considérant leurs historiques respectifs de participation au marché du travail, il est attendu que les hommes sont plus nombreux que les femmes à être bénéficiaires d'un régime privé de retraite. En 2008, 67 % des hommes contre 51 % des femmes recevaient des sommes d'un régime privé de retraite. Comme celles-ci comprennent les rentes de conjoint survivant, ces pourcentages ne représentent pas totalement la participation passée au marché du travail. Les femmes de 65 ans ou plus bénéficiaires de régimes privés de retraite ont reçu en moyenne 10 900 $ de ces régimes, contre 16 600 $ pour les hommes.

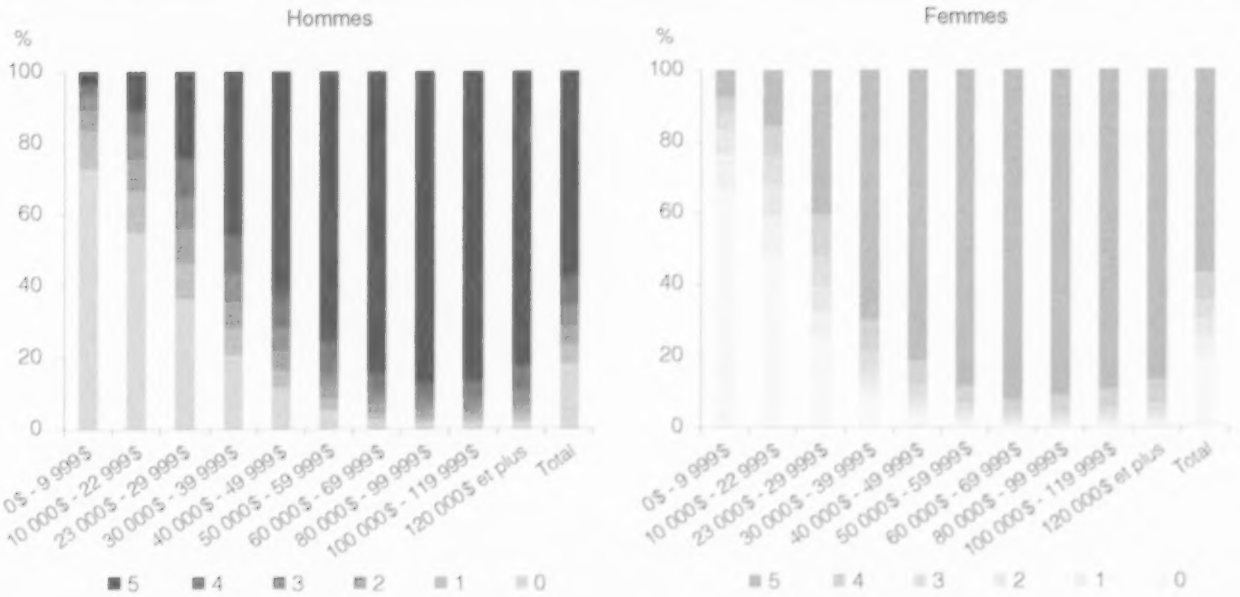
La situation actuelle reflète la situation passée. Pour avoir une idée de la situation des futurs retraités, hommes et femmes, il est préférable d'observer la participation actuelle aux régimes privés de retraite. La figure 8 montre l'assiduité à l'épargne dans des régimes privés de retraite (REER ou RCR). Dans cette figure, il suffit de retenir que plus les barres sont foncées, plus l'assiduité est grande.

Figure 7 Proportion des gains des femmes par rapport à ceux des hommes par âge, selon l'année de naissance, Québec



Source : Régie des rentes du Québec, Registre des cotisants.

Figure 8 Répartition des personnes au travail de 30 à 55 ans cotisant à un REER ou à un RCR selon le nombre d'années de cotisation et le revenu de travail, Québec, 2004-2008



Source : Revenu Québec, Fichiers des renseignements fiscaux.
Compilation : Régie des rentes du Québec.

À revenu de travail égal, les femmes sont plus assidues à l'épargne que les hommes. Bien sûr, le nombre d'années de cotisation ne dit pas tout. Il faut aussi que les sommes cotisées soient adéquates. À ce chapitre, la figure 9 révèle qu'à salaire égal, les femmes ont un taux de cotisation aux REER, dont la cotisation est entièrement à la discrétion de l'individu, supérieur à celui des hommes. Ainsi, non seulement les femmes épargnent plus souvent que les hommes, mais elles épargnent, en termes relatifs, des sommes plus importantes.

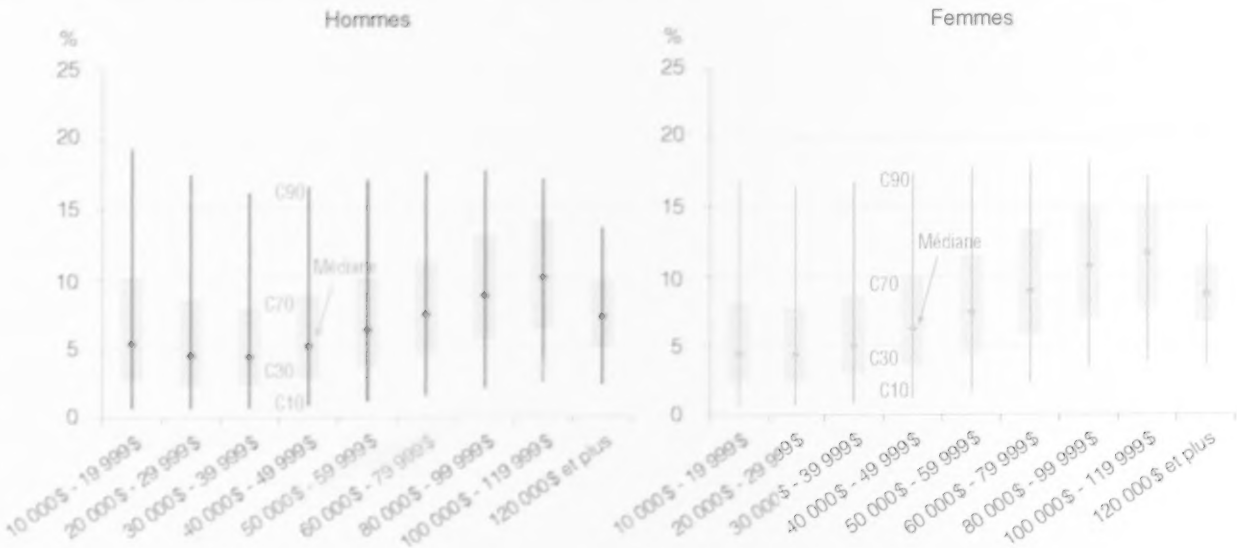
Cette disparité pourrait s'expliquer par la composition des ménages. La figure 10 montre que pour un même salaire, les femmes font partie d'une unité familiale dont le total des salaires moyens est plus élevé que celui de l'unité familiale dont les hommes font partie. Plus simplement, en moyenne, les femmes sont en union avec un partenaire dont le salaire est plus élevé que le leur. Cet état de fait augmente les sommes disponibles pour l'épargne, après la déduction des dépenses courantes.

Épargner beaucoup est souhaitable, mais la qualité des véhicules d'épargne importe aussi. Il est généralement reconnu que les régimes de retraite à prestations déterminées sont des véhicules d'épargne de meilleure qualité[10], entre autres pour l'atteinte d'un objectif de remplacement de revenus à moindre risque pour les participants et la diminution de la variabilité des revenus de retraite. Les femmes, en proportion des travailleurs rémunérés, sont plus nombreuses à participer à un régime de retraite à prestations déterminées. En fait, depuis la fermeture en 2005 pour le service futur du régime de retraite à prestations déterminées dans le secteur de la construction[11], la proportion des femmes participant à ce type de régime est de plus de 10 % supérieure à celle des hommes. Donc, l'épargne des femmes est investie en moyenne dans des véhicules de meilleure qualité que ceux des hommes.

10. DODGE, David (2005), INSTITUT CANADIEN DES ACTUAIRES (2009) et NATIONAL INSTITUTE ON RETIREMENT SECURITY (2008).

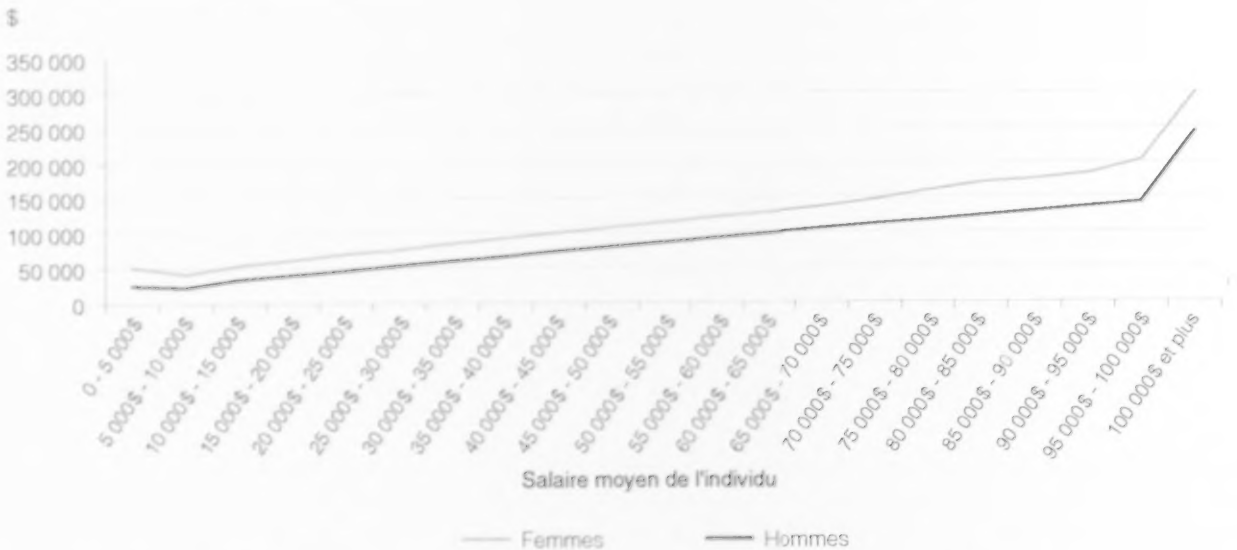
11. À partir de 2005, ces travailleurs n'accumulent plus de nouveaux droits dans le régime à prestations déterminées, mais cotisent plutôt à un régime à cotisation déterminée.

Figure 9 Taux de cotisation de la population québécoise de 30 ans à 55 ans qui participent à des REER seulement, 2004-2008



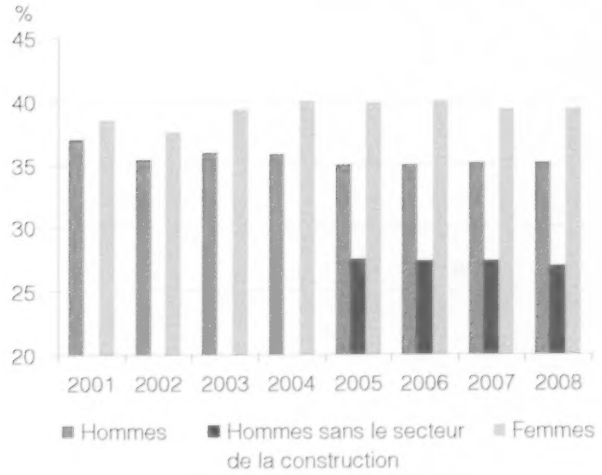
Source : Revenu Québec, Fichiers des renseignements fiscaux.
Compilation : Régie des rentes du Québec.

Figure 10 Salaire moyen familial selon le salaire de l'individu, Québec, 2008



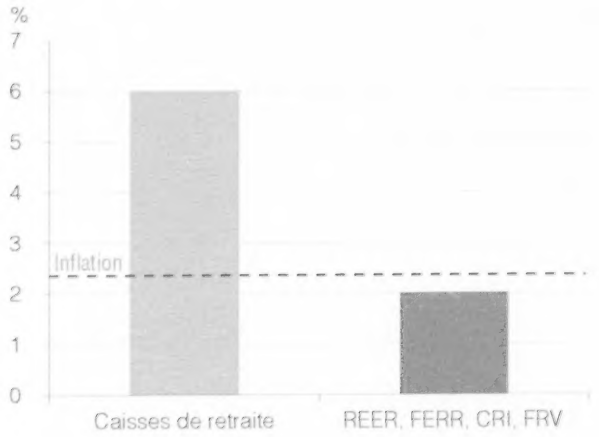
Source : Régie des rentes du Québec, Fichier des bénéficiaires du crédit d'impôt remboursable pour le soutien aux enfants.

Figure 11 Participation, en proportion des travailleurs rémunérés, à des RCR à prestations déterminées, Québec, 2001-2008



Source : Régie des rentes du Québec, Registre des cotisants et Déclarations annuelles de renseignement.

Figure 12 Rendement, après soustraction des frais de gestion, des caisses de retraite et des différents véhicules enregistrés de retraite individuels, Québec, 1999-2005



Source : RÉGIE DES RENTES DU QUÉBEC (2010a), p. 54.

Cette meilleure qualité de l'épargne pourrait faire en sorte que, à l'avenir, la situation financière des femmes à l'égard de la retraite s'améliore encore davantage par rapport à celle des hommes, avec des revenus de retraite plus stables et moins risqués.

De plus, les individus obtiennent des rendements à long terme significativement inférieurs à ceux des investisseurs institutionnels des caisses de retraite (figure 12).

Durant la période de 1999 à 2005, le rendement des véhicules d'épargne individuelle a été de 4 % inférieur à celui des investisseurs institutionnels. L'inflation moyenne au cours de cette période a été de 2,4 %. Par conséquent, le rendement obtenu par les individus a été de 0,4 % inférieur à l'inflation. Non seulement leur rendement a été relativement faible, mais ils n'ont même pas été en mesure de conserver leur pouvoir d'achat. Comme les femmes participent en plus grand nombre à des RCR à prestations déterminées, elles ont probablement une moins grande part de leurs revenus de retraite provenant de l'épargne individuelle. Par conséquent, elles seraient moins affectées que les hommes par ce problème de rendement et auraient globalement un meilleur retour sur leur épargne.

CONCLUSION

Globalement, la situation actuelle des femmes à la retraite apparaît adéquate, notamment pour ce qui est des niveaux de remplacement de revenus. Toutefois, en raison de leur espérance de vie plus élevée, les femmes sont confrontées à davantage de risques que les hommes, comme celui d'épuiser, avant son décès, le capital mis de côté pour la retraite ou encore celui de voir leur pouvoir d'achat s'éroder. De plus, elles semblent, selon les proportions de bénéficiaires du SRG, s'appauvrir au fur et à mesure qu'elles avancent en âge à la retraite.

À revenus équivalents, les indicateurs laissent cependant entrevoir pour les prochaines générations que les femmes auront à la retraite une situation significativement meilleure que celle des hommes. Plus grande participation au RRQ et aux régimes privés de retraite, taux de cotisation plus élevés aux véhicules d'épargne privée et plus grande prépondérance de la participation à des régimes de retraite à prestations déterminées constituent tous des facteurs qui pourraient contribuer à ce changement de situation. À moins d'observer des changements de comportement chez les hommes, ce sont eux qui risquent d'être en moins bonne posture à la retraite en termes de remplacement de revenu et de stabilité de ces revenus.

RÉFÉRENCES

DODGE, David (2005). *Economic and Financial Efficiency: The Importance of Pension Plans*. Remarques à l'Association des MBA du Québec, Montréal, Québec, 9 novembre 2005.

INSTITUT CANADIEN DES ACTUAIRES (2009). *Rééquiper maintenant le système de pensions canadien défaillant, pour un meilleur avenir*, 8 p., [En ligne]. [www.actuaries.ca/members/publications/2009/209097f.pdf].

NATIONAL INSTITUTE ON RETIREMENT SECURITY (2008). *A Better Bang for the Buck: The Economic Efficiencies of Defined Benefit Pensions Plans*, [En ligne]. [www.nirsonline.org/storage/nirs/documents/Bang%20for%20the%20Buck%20Report.pdf].

RÉGIE DES RENTES DU QUÉBEC (2010a). *Constats et enjeux concernant le système de retraite québécois*, Québec, Gouvernement du Québec, 87 p.

RÉGIE DES RENTES DU QUÉBEC (2010b). *La transition travail-retraite – Données de1991-2007*, 45 p., [En ligne]. [www.rrq.gouv.qc.ca/SiteCollectionDocuments/www.rrq.gouv.qc/Francais/publications/regime_rentes/retraite/travail_retraite.pdf].

RÉGIE DES RENTES DU QUÉBEC (2010c). *Analyse actuarielle du Régime de rentes du Québec au 31 décembre 2009*, Québec, Gouvernement du Québec, 151 p.

STATISTIQUE CANADA (2009). *Le décès d'un conjoint : les conséquences sur les revenus des femmes et des hommes âgés*, [En ligne]. [www.statcan.gc.ca/pub/11-621-m/11-621-m2006046-fra.htm].

L'ÉVOLUTION DE L'INÉGALITÉ DU REVENU DES HOMMES ET DES FEMMES ENTRE 55 ET 69 ANS AU QUÉBEC : UNE ANALYSE PAR COHORTES

Stéphane Crespo,
Institut de la statistique du Québec (ISQ)[1]

La transition travail-retraite constitue une étape du parcours de vie dont l'importance se mesure aux changements des niveaux et des sources de revenu des particuliers. Or, on connaît mal au Québec dans quelle mesure le niveau d'inégalité entre particuliers varie avec l'avancée en âge, en particulier en lien avec cette période de transition, et quelles sont les contributions de sources de revenu privées et publiques à la variation observée le cas échéant. À partir de l'échantillon québécois de l'*Enquête sur les finances des consommateurs* et de l'*Enquête sur la dynamique du travail et du revenu*, les niveaux d'inégalité du revenu disponible de deux cohortes d'hommes et de femmes (nés entre 1935 et 1939 et entre 1940 et 1944) pour trois groupes d'âge différents (55-59 ans, 60-64 ans et 65-69 ans) sont analysés et décomposés selon la source de revenu. Les données montrent que l'inégalité diminue entre 60-64 ans et 65-69 ans, non pas parce que les transferts prennent de l'importance dans le revenu des personnes âgées, mais parce que le revenu du marché, principalement composé de gains, devient une composante moins importante de leur revenu. Or, les gains contribuent à l'inégalité, alors que les transferts ont un impact plutôt neutre.

Pour la plupart des particuliers, la transition du travail vers la retraite entraîne une diminution du revenu disponible et le remplacement des gains par les revenus des régimes de retraite. Or, on connaît mal au Québec l'impact de ces changements sur l'inégalité de revenu.

Les données transversales suggèrent que les particuliers évoluent vers une moins grande inégalité de revenu avec l'avancée en âge et la transition vers la retraite. Par exemple, le niveau d'inégalité est plus faible à partir de 65 ans qu'entre 45 et 64 ans. Au Québec, en moyenne sur la période 1996-2009, le coefficient de Gini[2] du revenu disponible s'est élevé respectivement à 30 % contre 44 %[3].

Le phénomène historique de « maturation » des régimes publics de retraite ne serait probablement pas étranger au fait d'une inégalité relativement faible chez les particuliers âgés. En effet, cette maturation a fait en sorte qu'un pourcentage de plus en plus élevé de retraités a bénéficié de prestations de retraite fondées sur des cotisations payées au cours de périodes plus longues de leurs vies actives. Notons qu'au Canada, cette maturation s'est échelonnée sur la période s'étendant du début des années 1980 à la moitié des années 1990, comme en témoigne la diminution graduelle du niveau d'inégalité des 65 ans et plus (Myles, 2000). Les données du Québec suggèrent par ailleurs la même tendance (Crespo, 2008 : 94-95).

---

1. L'auteur tient à remercier Paul Berthiaume, Directeur des statistiques sociodémographiques à l'ISQ pour ses précieux commentaires sur la version préliminaire de cet article.

2. Ce coefficient de Gini, que nous redéfinirons avec plus de détail dans la deuxième partie du texte, est une mesure synthétique de l'inégalité du revenu, qui varie entre 0 % (situation d'égalité parfaite), et 100 % (situation d'inégalité parfaite).

3. Calculé à partir du tableau « Coefficient de Gini, revenu disponible, particuliers (16 ans et plus), Québec, 1996-2009 » disponible à l'adresse suivante : [En ligne]. [www.stat.gouv.qc.ca/donstat/societe/famls_mengs_niv_vie/revenus_depense/revenus/mod1_p_1_1_3_0.htm] (Consultée le 2 août 2012).

La comparaison transversale des niveaux d'inégalité selon l'âge risque cependant de confondre deux tendances : la variation de l'inégalité d'une cohorte en lien avec son avancée en âge et la variation de l'inégalité d'une cohorte par rapport aux précédentes et aux suivantes. On risque de prendre pour une variation *intra-cohorte* de l'inégalité ce qui pourrait s'avérer être en fait une variation *inter-cohorte* et vice-versa. L'approche du *parcours de vie* permet d'éviter cette confusion, en isolant justement la tendance qui nous intéresse : la variation de l'inégalité d'une cohorte avec son avancée en âge.

Dans la présente étude, nous adoptons une telle approche dans l'objectif de répondre à deux questions. Premièrement, *dans quelle mesure le niveau d'inégalité entre particuliers varie-t-il avec l'avancée en âge, et plus particulièrement en lien avec la période de transition travail-retraite?* Deuxièmement, *quelles sont les contributions de sources de revenu privées et publiques à la variation observée?*

Dans une première partie de ce texte, nous discutons des scénarios possibles de variation du niveau d'inégalité du revenu avec l'avancée en âge à partir de développements théoriques et de résultats empiriques empruntés à la littérature du parcours de vie. Dans une seconde, nous décrivons les aspects opérationnels de notre étude : sources de données, choix des cohortes et des groupes d'âge, type de revenu considéré et méthodologie. Les résultats sont présentés dans la troisième partie. Une conclusion suit, dans laquelle les principaux résultats sont repris et comparés à la littérature.

SCÉNARIOS DE VARIATION DU NIVEAU D'INÉGALITÉ DU REVENU AVEC L'AVANCÉE EN ÂGE

Trois scénarios de variation du niveau d'inégalité de revenu d'une cohorte avec l'avancée en âge sont envisageables dans une approche du parcours de vie : le *maintien* de ce niveau, sa *diminution* ou son *augmentation*. Le scénario du **maintien** s'appuie sur l'hypothèse que les facteurs qui affectent les revenus de travail sont les mêmes et exercent les mêmes influences pour les revenus de retraite. Par exemple, lorsque le revenu de travail repose sur des emplois dans des secteurs dont les revenus et les avantages sociaux sont plus favorables, le futur revenu de retraite l'est aussi, et inversement. Ainsi, Henretta & Campbell (1976, dans O'Rand & Henretta, 1999 : 37), à partir de données américaines, ont montré que la relation entre la scolarité, le type d'occupation et le revenu était très similaire avant et après la retraite, ce qui appuie le scénario de maintien de l'inégalité. Il en est de même pour Pampel & Hardy (1994a, 1994b, dans O'Rand & Henretta, 1999 : 37). Utilisant aussi des données américaines, les auteurs ont montré que les effets de la scolarité et de l'occupation sur le revenu étaient généralement similaires avant et après la retraite.

Dans le scénario de la **diminution**, on soutient que les régimes de retraite publics contribuent à diminuer le niveau d'inégalité du revenu engendré par le revenu du travail en période de vie active et par le revenu de retraite privé qui lui succède. Le rendement des déterminants sur le revenu, comme la scolarité ou la position occupée dans la structure des occupations et des industries, diminue avec la retraite, puisque les travailleurs les moins avantagés ont accès à des prestations publiques qui contribuent à diminuer les écarts de revenu avec les plus avantagés.

Un troisième scénario d'évolution de l'inégalité, l'**augmentation**, a été présenté par Crystal & Shea (1990, dans O'Rand & Henretta, 1999 : 37). Ce scénario soutient au contraire que sur le plan du revenu, l'avantage pour les uns et le désavantage pour les autres augmentent avec la transition travail-retraite : ils sont « cumulatifs ». Par exemple, les bons emplois sont mieux protégés et préservent mieux la santé, ce qui favorise l'accumulation du revenu de retraite privé et diminue le risque de retraite précoce pour cause de santé, un gage d'accumulation supplémentaire. Inversement, les mauvais emplois sont plus susceptibles de se terminer par un licenciement ou pour des raisons de santé, entraînant une rente de retraite privée insuffisante. De plus, selon ce scénario, le revenu de retraite public, pour égalitaire qu'il soit, ne représenterait pas une proportion suffisamment élevée de l'ensemble du revenu de retraite pour contrer la tendance à une augmentation des inégalités provenant du revenu privé[4].

4. Aux États-Unis par exemple, Crystal & Shea (1990, Ibid : 38) ont montré que le *Supplemental Security Income* et la *Social Security* (les équivalents respectifs du *Supplément de revenu garanti* (SRG) et de la *Sécurité de la vieillesse* (SV)) contribuaient certes à l'égalité, mais que la contribution à l'inégalité des revenus basés sur les actifs (dont les pensions privées) demeurait plus élevée.

On peut se demander quel scénario est le plus susceptible d'avoir cours au Canada, et par extension au Québec. À l'instar des États où le régime de protection sociale est de type « libéral » ou « orienté marché » comme les États-Unis et le Royaume-Uni, le Canada s'est aussi doté de régimes de retraite publics qui prévoient, d'un côté, une prestation de retraite universelle, s'ajustant à la hausse à mesure que les revenus sont plus bas (la *Sécurité de la vieillesse* (SV) et le *Supplément de revenu garanti* (SRG)), et d'un autre côté, une prestation basée sur les gains accumulés (le *Régime de pensions du Canada* (RPC) et le *Régime des rentes du Québec* (RRQ)). Or, la conjugaison de ces sources de revenus fait en sorte que le niveau d'inégalité ne serait pas modifié avec l'avancée en âge (Esping-Andersen, 1990; dans Prus, 2000: 215). La raison est que la prestation universelle contribuerait à réduire l'inégalité dans la même mesure que la prestation basée sur les gains contribuerait à la renforcer.

Les études empiriques permettant de trouver le scénario qui correspond le mieux à la réalité observée au Canada sont rares, et à plus forte raison au Québec. Les données analysées par Myles (1981, cité par Prus, 2000: 214) appuient cependant le scénario de diminution. À partir des données de l'*Enquête sur les finances des consommateurs* (EFC) de 1976, l'auteur a trouvé que les régimes publics de retraite (avec l'impôt) contribuaient à diminuer les niveaux d'inégalité entre différents groupes socioéconomiques parmi les aînés. Cependant, son étude n'a pas permis de mesurer l'évolution de l'inégalité *d'une même cohorte* à des âges différents, ce qui ne peut être réalisé qu'en recourant à plusieurs années d'observation. L'étude de Myles s'appuie sur une approche transversale et non celle du parcours de vie.

À notre connaissance, l'étude canadienne la plus récente et la plus complète ayant adopté cette approche du parcours de vie pour rendre compte de l'évolution de l'inégalité du revenu avec l'avancée en âge est celle de Prus (2000). En se basant sur l'EFC, l'auteur a comparé trois cohortes synthétiques de particuliers : nés entre1917 et 1921, entre 1922 et 1926 et entre 1927 et 1931 pour différents groupes d'âge. L'auteur a mesuré pour ces cohortes et ces groupes d'âge les niveaux d'inégalité du revenu familial disponible[5] à partir du coefficient de Gini.

Son étude a montré, en réponse à notre première question, que l'inégalité diminue avec l'avancée en âge, surtout au cours de la soixantaine. Nous verrons dans quelle mesure cette réponse demeure valide pour des cohortes québécoises plus récentes. Par ailleurs, en réponse à notre deuxième question, l'auteur attribue cette diminution de l'inégalité à une diminution des gains – une source plus inégalement répartie – et à une augmentation du revenu de retraite public – une source plus également répartie. Mais l'auteur n'a pas quantifié la contribution de ces sources de revenu à la diminution observée. L'inégalité diminue-t-elle surtout parce que les gains diminuent, ou parce que le revenu de retraite public augmente? Plus généralement, son étude n'a pas permis de quantifier la contribution des sources de revenu du marché autres que les gains, comme les pensions privées, et n'a pas permis de quantifier les contributions des deux types de revenu de retraite public, soient la SV (incluant le SRG), et le RPC-RRQ. Pourtant, il existe des techniques de décomposition de l'inégalité du revenu permettant de le faire. Une de celles-ci sera d'ailleurs utilisée ici afin de fournir une réponse à notre deuxième question.

ASPECTS OPÉRATIONNELS

Les données confidentielles[6] intégrées de l'EFC et de l'*Enquête sur la dynamique du travail et du revenu* (EDTR) ont été exploitées. Au début des travaux, nous avions envisagé le scénario de définition de cohortes synthétiques selon le sexe présenté dans le volet 1 du tableau 1. En se servant des années 1979, 1984, 1989, 1994, 1999, 2004 et 2009, il aurait été possible d'observer l'inégalité dans quatre groupes d'âge (50-54 ans, 55-59 ans, 60-64 ans et 65-69 ans) et pour quatre cohortes (née entre 1925 et 1929, entre 1930 et 1934, entre 1935 et 1939 et entre 1940 et 1944).

---

5. Il s'agit du revenu disponible des unités familiales ayant à leur tête un particulier d'un groupe d'âge donné. Le revenu est ajusté selon la racine carrée de la taille de la famille. Le concept de revenu disponible est un revenu après impôt et certaines cotisations « d'assurance sociale » (*social insurance contributions*) non identifiées par l'auteur.

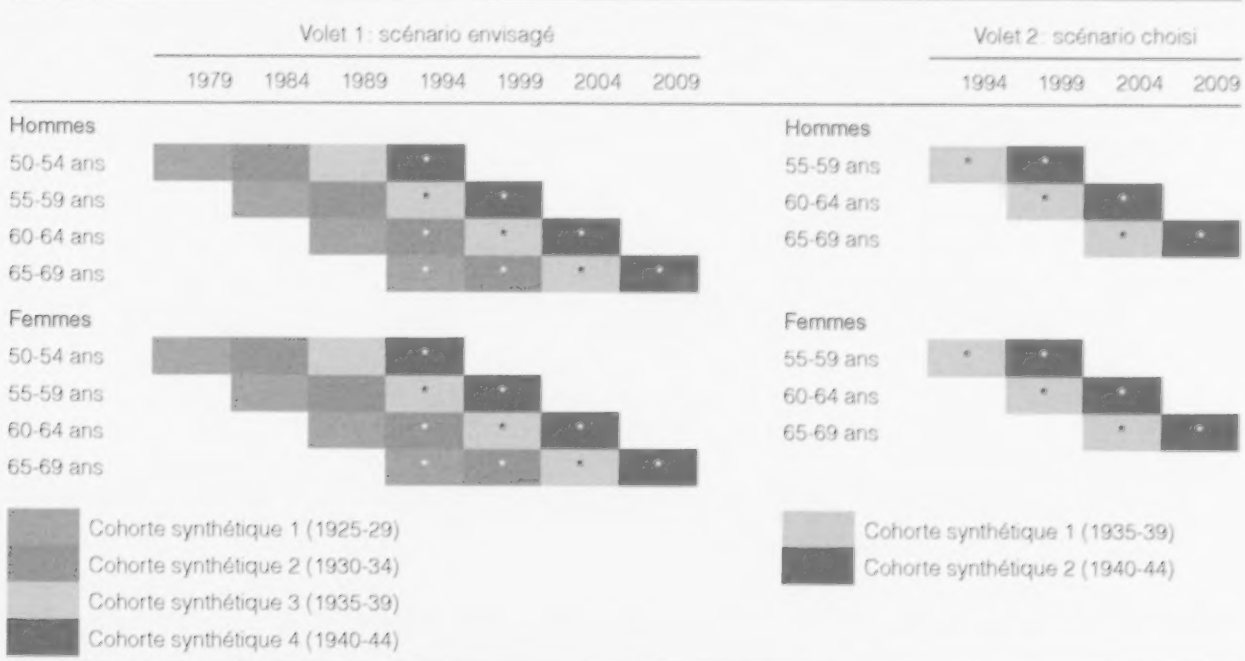
6. Les données ont été exploitées au Centre interuniversitaire québécois de statistique sociale (CIQSS).

Mais avec ce scénario, nous étions devant l'impossibilité de calculer correctement les erreurs types des estimations pour les années antérieures à 1993. Le calcul approprié de ces erreurs types exige de tenir compte des effets de plan de l'EFC et de l'EDTR, qui sont importants. Or, ces informations ne sont pas disponibles. Nous ne pouvions alors inférer les résultats correctement à la population, d'autant plus que la taille de l'échantillon québécois est relativement faible : en moyenne environ 375 pour un groupe d'âge-sexe, ce qui implique une erreur aléatoire non négligeable.

C'est plutôt le scénario décrit dans le volet 2 du tableau 1 qui a été choisi. Il permet de calculer correctement toutes les erreurs types des estimations parce que l'observation débute à l'année de référence 1994. Nous avons retenu les deux cohortes les plus récentes (1935-1939, 1940-1944) et les trois derniers groupes d'âge (55-59 ans, 60-64 ans, et 65-69 ans). Au total, douze échantillons ont été sélectionnés et correspondent aux croisements des deux cohortes, des trois groupes d'âge et du sexe des individus. Notre découpage final en trois groupes d'âge demeure valide parce que la transition travail-retraite survient largement soit entre 55-59 ans et 60-64 ans, ou soit entre 60-64 ans et 65-69 ans.

Pour ces douze échantillons, nous avons retenu l'ensemble des particuliers, ayant un revenu ou non. L'inégalité du revenu disponible (c.-à-d. après impôt et transferts) a été mesurée par le coefficient de Gini. En pourcentage, ce coefficient varie entre 0 %, qui correspond à la situation d'égalité parfaite, et 100 %, à la situation d'inégalité parfaite. Autrement dit, pour une égalité parfaite, tous les particuliers auraient le même revenu, et pour une inégalité parfaite, tout le revenu de la population n'appartiendrait qu'à un seul. Techniquement, le coefficient Gini est le double de la surface A, située entre la droite d'équité – c.-à-d. la diagonale en pointillé – et la courbe de Lorenz (figure 1). En abscisse, on retrouve la part cumulée de la population et en ordonnée la part cumulée des revenus. Plus l'inégalité est élevée, plus la courbe s'éloigne de la droite d'équité et donc plus la surface A (et son double) est élevée.

Tableau 1 Scénarios de définition de cohortes synthétiques à partir de l'EFC et de l'EDTR

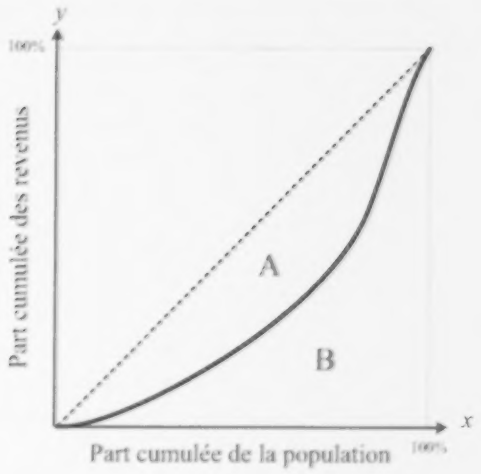


* Il est possible de calculer les erreurs types des estimations.

Sources : Statistique Canada, *Enquête sur les finances des consommateurs* et *Enquête sur la dynamique du travail et du revenu*, fichiers maîtres.

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

Figure 1 Courbe de Lorenz et coefficient de Gini



Source : Wikipédia, « Coefficient de Gini ».

Afin de répondre à la première question (*Dans quelle mesure le niveau d'inégalité entre particuliers varie-t-il avec l'avancée en âge?*), nous avons comparé les niveaux d'inégalité entre 55-59 ans et 60-64 ans, et entre 60-64 ans et 65-69 ans. Toute estimation de l'inégalité pour un groupe d'âge et toute estimation de la différence d'inégalité entre deux groupes d'âge consécutifs ont été circonscrites dans un intervalle de confiance[7]. Pour répondre à la deuxième question (*Quelles sont les contributions de sources de revenu privées et publiques à la variation observée?*), nous avons recouru à la méthode de décomposition du coefficient de Gini présentée par Yao (1999). Ce coefficient devient la somme de S contributions émanant de sources s de revenu mutuellement exclusives :

$$G = \sum_{s=1}^{S} (P_s \times C_s)$$

La contribution d'une source se définit par le produit entre sa *part* du revenu (Ps) et sa *concentration* (Cs). La part est le rapport entre le revenu moyen provenant d'une source particulière du revenu et le revenu moyen disponible. La concentration est une mesure intermédiaire d'inégalité qui indique jusqu'à quel point la source a tendance à être versée soit aux plus riches, soit aux plus pauvres. La concentration peut être positive, négative ou nulle. Plus une source est concentrée positivement, plus elle est versée aux plus riches, donc plus elle contribue à l'inégalité; plus elle est concentrée négativement, plus elle est versée aux plus pauvres, donc plus elle contribue à l'égalité. Lorsque sa concentration est voisine de zéro, la source est neutre, elle est versée indifféremment aux pauvres et aux riches[8]. Toutes les estimations des variations (entre 55-59 ans et 60-64 ans, entre 60-64 ans et 65-69 ans) des parts, des concentrations et de leurs produits (c.-à-d. les contributions) ont fait l'objet de tests réalisés à partir d'intervalles de confiance[9].

ANALYSE DES RÉSULTATS

Dans quelle mesure le niveau d'inégalité entre particuliers varie-t-il avec l'avancée en âge, et plus particulièrement en lien avec la période de transition travail-retraite?

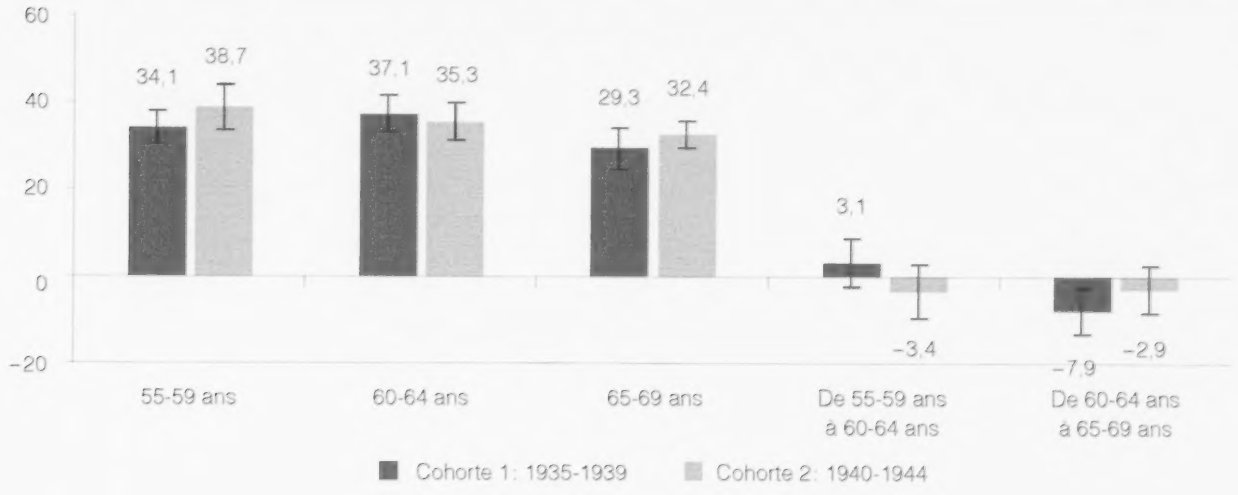
Les trois premières sections des histogrammes des figures 2 et 3 rapportent les estimations de l'inégalité mesurées par le coefficient de Gini du revenu disponible pour les hommes et les femmes, pour les deux cohortes et pour les trois groupes d'âge retenus aux fins de cette analyse. Les barres d'erreur délimitent les intervalles de confiance de l'inégalité (au niveau de confiance de 95 %). L'avant-dernière section fournit l'estimation de la variation de l'inégalité de 55-59 ans à 60-64 ans, et la dernière, celle de la variation de 60-64 ans à 65-69 ans. Les barres d'erreur délimitent cette fois-ci les intervalles de confiance pour les variations observées.

7. La méthode *Bootstrap* d'estimation des erreurs types a été utilisée, à partir de 500 poids répliques. Des intervalles de confiance normaux au niveau de confiance de 95 % ont été générés, dont la demi-longueur est le produit de l'erreur type par 1,96. En outre, un test d'hypothèse au seuil de 5 % sur une différence d'estimation consiste à déterminer si la valeur « 0 » est incluse dans l'intervalle de confiance (de 95 %) de cette différence. Si cette valeur « 0 » n'est pas incluse, on conclut que la différence est significative.

8. Précisons que la concentration d'une source n'est pas son propre coefficient de Gini, mais une valeur comprise entre ce coefficient et –1 multiplié par ce coefficient.

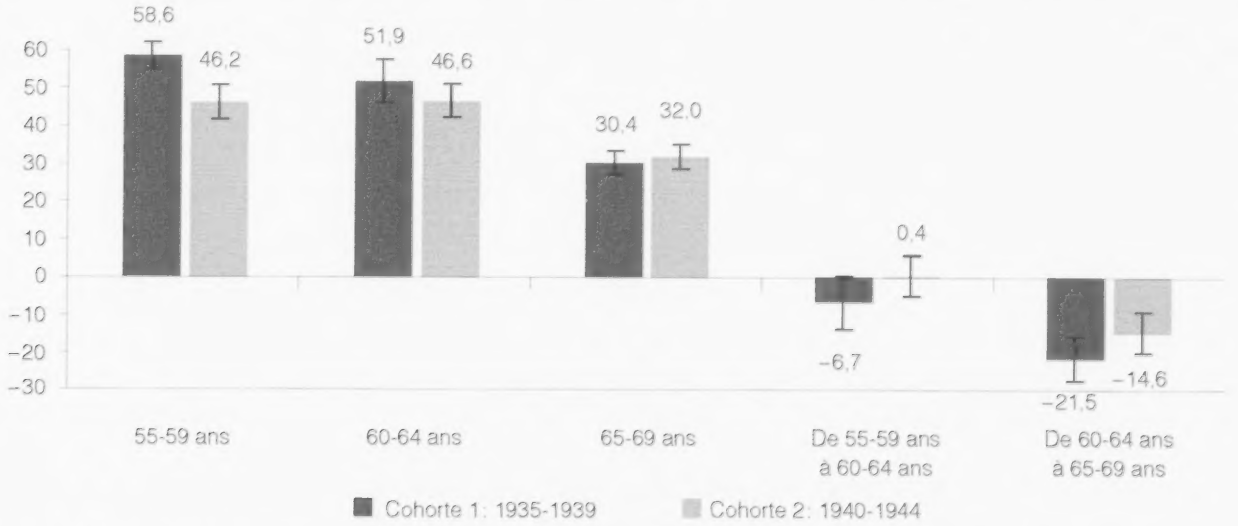
9. La méthode décrite dans la note 7 a été utilisée.

Figure 2 Coefficient de Gini du revenu disponible, selon l'âge et la cohorte, hommes, Québec



Note : Les intervalles de confiance se fondent sur des erreurs types calculées par la méthode *Bootstrap* à partir de 500 poids répliques.
Source : Statistique Canada, *Enquête sur les finances des consommateurs* et *Enquête sur la dynamique du travail et du revenu*, fichiers maîtres.
Compilation : Institut de la statistique du Québec.

Figure 3 Coefficient de Gini du revenu disponible, selon l'âge et la cohorte, femmes, Québec



Note : Les intervalles de confiance se fondent sur des erreurs types calculées par la méthode *Bootstrap* à partir de 500 poids répliques.
Source : Statistique Canada, *Enquête sur les finances des consommateurs* et *Enquête sur la dynamique du travail et du revenu*, fichiers maîtres.
Compilation : Institut de la statistique du Québec.

Pour les deux cohortes, l'inégalité diminue significativement entre 60-64 ans et 65-69 ans, sauf pour les hommes nés entre 1940 et 1944

Pour les deux cohortes, tant chez les femmes que chez les hommes, on ne peut conclure à une variation significative de l'inégalité du revenu disponible entre 55-59 ans et 60-64 ans. Par contre, l'inégalité diminue significativement de 60-64 ans à 65-69 ans, sauf pour les hommes nés entre 1940 et 1944.

Ainsi, pour la cohorte des hommes nés entre 1935 et 1939, l'inégalité passe de 34 % à 37 % de 55-59 ans à 60-64 ans (figure 2). L'augmentation de 3 points n'est cependant pas significative puisque l'intervalle inclut la valeur « 0 ». De 60-64 ans à 65-69 ans, l'inégalité passe de 37 % à 29 % : la diminution de près de 8 points est significative. Pour la cohorte des hommes nés entre 1940 et 1944, le profil diffère. L'inégalité diminue de 55-59 ans à 60-64 ans, soit de 3 points après arrondissement (de 39 % à 35 %), mais la différence reste non significative. Toutefois, la diminution de 60-64 ans à 65-69 ans qui s'élève à près de 3 points (de 35 % à 32 %) est aussi non significative.

Pour la cohorte des femmes nées entre 1935 et 1939, l'inégalité passe de 59 % à 52 % de 55-59 ans à 60-64 ans, une diminution de près de 7 points, mais non significative (figure 3). De 60-64 ans à 65-69 ans, l'inégalité diminue fortement et cet écart de près de 22 points est significatif (de 52 % à 30 %). Pour la cohorte des femmes nées entre 1940 et 1944, l'augmentation entre 55-59 ans et 60-64 ans est non significative. Mais contrairement aux hommes de la même cohorte, la diminution de 60-64 ans à 65-69 ans est forte et significative : près de 15 points (de 47 % à 32 %).

La variation de l'inégalité avec l'avancée en âge diffère en intensité selon le sexe

Pour plus de précisions, trois sous-questions ont été examinées : a) dans quelle mesure la variation de l'inégalité d'une cohorte avec l'avancée en âge diffère selon le sexe? b) dans quelle mesure cette variation diffère-t-elle entre les cohortes d'hommes, ainsi qu'entre les cohortes de femmes? c) dans quelle mesure, pour une même cohorte d'hommes ou de femmes, cette variation diffère-t-elle selon le lieu de résidence, soit le Québec par rapport au reste du Canada? Tout comme pour la section précédente, les variations dans les estimations sont évaluées à l'aide d'intervalles de confiance[10].

Les résultats de ces tests sont présentés au tableau 2. Ils permettent de conclure que la variation de l'inégalité avec l'avancée en âge diffère significativement uniquement selon le sexe. Ainsi, la diminution de l'inégalité entre 60-64 ans et 65-69 ans est plus élevée chez les femmes que chez les hommes : 14 points de plus pour les femmes nées entre 1935 et 1939, et 12 points de plus pour celles nées entre 1940 et 1944. Cette diminution plus importante chez les femmes s'explique essentiellement par le fait que leur niveau d'inégalité est beaucoup plus élevé que chez les hommes chez le groupe d'âge de 60-64 ans.

Par ailleurs, pour la cohorte de 1935-1939, rappelons que l'inégalité diminue de près de 7 points entre 55-59 ans et 60-64 ans chez les femmes contre une augmentation de 3 points chez les hommes. Ces variations ne sont pas significatives comme il l'a été rapporté précédemment (figures 2 et 3). Toutefois, l'écart absolu de près de 10 points l'est (tableau 2). Cet écart signifie que la diminution de l'inégalité entre ces deux groupes d'âge est plus accentuée chez les femmes, du moins pour cette cohorte.

Les autres tests rapportés au tableau 2 n'ont pas permis de détecter que la variation de l'inégalité avec l'avancée en âge diffère selon la cohorte et le lieu de résidence. Ainsi, on ne peut pas conclure que cette variation, soit entre 55-59 ans et 60-64 ans ou soit entre 60-64 ans et 65-69 ans, diffère entre les hommes des deux cohortes, entre les femmes des deux cohortes, ou encore entre les hommes ou les femmes d'une même cohorte selon leur lieu de résidence (Québec ou reste du Canada).

Quelles sont les contributions de sources de revenu privées et publiques à la variation observée?

Pour répondre à cette question, un ensemble sommaire de sources de revenu sera d'abord utilisé : le revenu du marché, les transferts gouvernementaux et l'impôt[11]. Ensuite, l'analyse y est plus détaillée. Le revenu du marché est

10. Il s'agit par contre d'intervalles pour des estimations de *différences entre différences* d'âge.

11. Il s'agit d'un ensemble exhaustif par rapport au revenu disponible, le concept de revenu faisant l'objet de l'analyse. En effet, le revenu du marché, additionné des transferts, puis soustrait de l'impôt, est égal au revenu disponible.

Tableau 2 Comparaisons des variations du coefficient de Gini du revenu disponible selon l'âge, en fonction du sexe, de la cohorte et du lieu de résidence

	55-59 ans	60-64 ans	65-69 ans	Différence entre 60-64 ans et 55-59 ans	Différence entre 65-69 ans et 60-64 ans
Volet a : en fonction du sexe					
Cohorte 1 (1935-1939)					
Hommes	34,1	37,1	29,3	3,1	−7,9*
Femmes	58,6	51,9	30,4	−6,7	−21,5*
Différence (hommes – femmes)	−24,5	−14,7	−1,1	9,8*	13,6*
Cohorte 2 (1940-1944)					
Hommes	38,7	35,3	32,4	−3,4	−2,9
Femmes	46,2	46,6	32,0	0,4	−14,6*
Différence (hommes – femmes)	−7,6	−11,3	0,4	−3,8	11,8*
Volet b : en fonction de la cohorte					
Hommes					
Cohorte 1 (1935-1939)	34,1	37,1	29,3	3,1	−7,9*
Cohorte 2 (1940-1944)	38,7	35,3	32,4	-3,4	−2,9
Différence (cohorte 1 – cohorte 2)	−4,6	1,8	−3,2	6,4	−5,0
Femmes					
Cohorte 1 (1935-1939)	58,6	51,9	30,4	−6,7	−21,5*
Cohorte 2 (1940-1944)	46,2	46,6	32,0	0,4	−14,6*
Différence (cohorte 1 – cohorte 2)	12,3	5,3	−1,6	−7,1	−6,8
Volet b : en fonction du lieu de résidence					
Hommes					
Cohorte 1 (1935-1939)					
Québec	34,1	37,1	29,3	3,1	−7,9*
Reste du Canada	36,5	44,2	31,4	7,8..	−12,8..
Différence (Québec – reste du Canada)	−2,4	−7,1	−2,2	−4,7	4,9
Cohorte 2 (1940-1944)					
Québec	38,7	35,3	32,4	−3,4	−2,9
Reste du Canada	41,0	42,9	32,8	1,9..	−10,1..
Différence (Québec – reste du Canada)	−2,3	−7,6	−0,3	−5,3	7,3
Femmes					
Cohorte 1 (1935-1939)					
Québec	58,6	51,9	30,4	−6,7	−21,5*
Reste du Canada	54,6	51,7	35,1	−2,9..	−16,6..
Différence (Québec – reste du Canada)	4,0	0,2	−4,7	−3,8	−4,9
Cohorte 2 (1940-1944)					
Québec	46,2	46,6	32,0	0,4	−14,6*
Reste du Canada	51,4	49,8	34,4	−1,5..	−15,5..
Différence (Québec – reste du Canada)	−5,2	−3,2	−2,4	1,9	0,8

* $p < 0,05$. Les erreurs types ont été calculées par la méthode *Bootstrap* à partir de 500 poids répliques.

Sources : Statistique Canada, *Enquête sur les finances des consommateurs* et *Enquête sur la dynamique du travail et du revenu*, fichiers maîtres.

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

Tableau 3 Décomposition du coefficient de Gini du revenu disponible, selon la cohorte, Québec, hommes âgés de 55 à 69 ans

	Cohorte 1 (1935-1939)														
	Parts (p_i)					Concentrations (c_i)					Contributions (p_i/100 x c_i)				
	55-59	60-64	65-69	diff. 60-64 55-59	diff. 65-69 60-64	55-59	60-64	65-69	diff. 60-64 55-59	diff. 65-69 60-64	55-59	60-64	65-69	diff. 60-64 55-59	diff. 65-69 60-64
Marché	**117,8**	**109,0**	**71,5**	**−8,8***	**−37,5***	**45,7**	**50,8**	**61,4**	**5,1**	**10,6***	**53,8**	**55,4**	**43,9**	**1,6**	**−11,5***
Gains	98,7	67,0	23,8	−31,7*	−43,2*	50,8	61,4	72,4	10,6*	11,0	50,1	41,2	17,2	−9,0	−23,9*
Pensions privées	12,3	27,0	37,7	14,7*	10,7*	12,6	32,5	55,9	19,9*	23,4*	1,5	8,8	21,1	7,2*	12,3*
Placements	4,7	10,3	9,0	5,6*	−1,3	40,3	32,8	54,7	−7,6	21,9	1,9	3,4	4,9	1,5	1,6
Autres revenus privés	2,1	4,7	1,0	2,6	−3,7*	9,5	43,1	66,3	33,6*	23,2	0,2	2,0	0,6	1,8	−1,4
Transferts	**14,0**	**22,1**	**47,7**	**8,1***	**25,6***	**−21,4**	**−3,1**	**−1,1**	**18,4***	**2,0**	**−3,0**	**−0,7**	**−0,5**	**2,3***	**0,2**
A.E. et autres transferts	9,0	6,5	3,3	−2,5	−3,2*	−3,3	14,3	18,2	17,7	3,9	−0,3	0,9	0,6	1,2	−0,3
Aide sociale	3,2	0,5	0,0	−2,7*	−0,4*	−62,6	−64,9	−96,6	−2,3	−31,7	−2,0	−0,3	0,0	1,7*	0,3*
RRQ	1,7	14,9	21,8	13,1*	6,9*	−38,9	−8,1	9,2	30,7*	17,3*	−0,7	−1,2	2,0	−0,5	3,2*
SV-SRG	0,0	0,3	22,6	0,3	22,3*	...	−32,4	−13,6	...	18,7	0,0	−0,1	−3,1	−0,1	−3,0*
Impôt	**−31,8**	**−31,1**	**−19,3**	**0,7**	**11,9***	**52,7**	**56,4**	**73,5**	**3,7**	**17,1***	**−16,8**	**−17,6**	**−14,2**	**−0,8**	**3,4**
Revenu disponible (Gini)											**34,1**	**37,1**	**29,3**	**3,1**	**−7,9***

	Cohorte 2 (1940-1944)														
	Parts (p_i)					Concentrations (c_i)					Contributions (p_i/100 x c_i)				
	55-59	60-64	65-69	diff. 60-64 55-59	diff. 65-69 60-64	55-59	60-64	65-69	diff. 60-64 55-59	diff. 65-69 60-64	55-59	60-64	65-69	diff. 60-64 55-59	diff. 65-69 60-64
Marché	**124,3**	**106,8**	**74,8**	**−17,5***	**−32,0***	**45,7**	**48,1**	**58,7**	**2,4**	**10,7***	**56,8**	**51,3**	**43,9**	**−5,5**	**−7,4**
Gains	90,2	48,3	22,6	−41,9*	−25,7*	50,9	56,8	81,0	5,9	24,2*	45,9	27,4	18,3	−18,5*	−9,1
Pensions privées	20,6	42,9	43,3	22,3*	0,4	27,7	37,0	46,2	9,3	9,2	5,7	15,9	20,0	10,2*	4,2
Placements	9,9	9,6	7,2	−0,3	−2,3	59,5	59,8	66,0	0,3	6,2	5,9	5,7	4,8	−0,2	−1,0
Autres revenus privés	3,5	6,0	1,6	2,5	−4,4*	−20,3	38,4	50,8	58,7	12,4	−0,7	2,3	0,8	3,0	−1,5
Transferts	**8,9**	**20,4**	**40,9**	**11,5***	**20,4***	**−11,8**	**−3,6**	**−1,9**	**8,2**	**1,7**	**−1,1**	**−0,7**	**−0,8**	**0,3**	**0,0**
A.E. et autres transferts	5,4	4,8	3,7	−0,7	−1,0	4,2	1,5	15,0	−2,7	13,4	0,2	0,1	0,6	−0,2	0,5
Aide sociale	1,6	0,7	0,2	−0,9	−0,5	−64,1	−67,8	−78,0	−3,7	−10,2	−1,0	−0,5	−0,2	0,5	0,3
RRQ	1,9	14,5	18,6	12,6*	4,1*	−13,6	−0,3	10,9	13,3	11,2*	−0,3	0,0	2,0	0,2	2,1*
SV-SRG	0,0	0,5	18,3	0,5	17,8*	−53,5	−57,3	−17,5	−3,8	39,8*	0,0	−0,3	−3,2	−0,3	−2,9*
Impôt	**−33,2**	**−27,3**	**−15,7**	**5,9***	**11,6***	**51,5**	**56,2**	**68,6**	**4,7**	**12,4***	**−17,1**	**−15,3**	**−10,7**	**1,8**	**4,6***
Revenu disponible (Gini)											**38,7**	**35,3**	**32,4**	**−3,4**	**−2,9**

* $p < 0,05$. Les erreurs types ont été calculées par la méthode *Bootstrap* à partir de 500 poids répliques.

Sources : Statistique Canada, *Enquête sur les finances des consommateurs* et *Enquête sur la dynamique du travail et du revenu*, fichiers maîtres.
Compilation : Institut de la statistique du Québec.

Tableau 4 Décomposition du coefficient de Gini du revenu disponible, selon la cohorte, Québec, femmes âgées de 55 à 69 ans

	Cohorte 1 (1935-1939)														
	Parts (p_i)					Concentrations (c_i)					Contributions (p_i/100 x c_i)				
	55-59	60-64	65-69	diff. 60-64 55-59	diff. 65-69 60-64	55-59	60-64	65-69	diff. 60-64 55-59	diff. 65-69 60-64	55-59	60-64	65-69	diff. 60-64 55-59	diff. 65-69 60-64
Marché	**97,7**	**87,4**	**48,6**	**–10,3**	**–38,8***	**69,4**	**75,4**	**68,5**	**6,0**	**–6,9**	**67,9**	**65,9**	**33,3**	**–1,9**	**–32,6***
Gains	67,1	24,8	9,8	–42,3*	–15,0*	66,9	69,6	82,8	2,6	13,2	44,9	17,3	8,1	–27,6*	–9,2*
Pensions privées	10,6	28,1	24,9	17,6*	-3,2	72,3	75,1	66,9	2,9	–8,2*	7,6	21,1	16,7	13,5*	–4,4
Placements	9,9	25,7	12,4	15,8	–13,3	57,6	78,5	61,6	20,9	–16,9	5,7	20,2	7,6	14,5	–12,6
Autres revenus privés	10,2	8,7	1,5	–1,5	–7,2	94,5	84,2	58,2	–10,3	–26,0	9,6	7,3	0,9	–2,3	–6,4
Transferts	**25,6**	**44,0**	**63,2**	**18,5***	**19,2***	**36,8**	**24,8**	**10,5**	**–12,0***	**–14,3***	**9,4**	**10,9**	**6,6**	**1,5**	**–4,3***
A.E. et autres transferts	9,5	3,8	2,1	–5,7*	–1,7*	52,0	26,5	27,4	–25,5*	0,9	5,0	1,0	0,6	–4,0*	–0,4
Aide sociale	8,8	6,9	0,7	–1,9	–6,2*	11,7	3,8	–23,2	–7,9	–27,0	1,0	0,3	–0,2	–0,8	–0,4
RRQ	7,3	29,7	23,6	22,4*	–6,1*	47,1	36,0	31,8	–11,1	–4,2	3,4	10,7	7,5	7,3*	–3,2*
SV-SRG	0,0	3,7	36,8	3,7*	33,1*	...	–28,6	–3,5	...	25,1*	0,0	–1,1	–1,3	–1,1*	–0,2
Impôt	**–23,3**	**–31,4**	**–11,9**	**–8,1**	**19,6**	**80,3**	**79,5**	**80,6**	**–0,8**	**1,2**	**–18,7**	**–25,0**	**–9,6**	**–6,3**	**15,4**
Revenu disponible (Gini)											**58,6**	**51,9**	**30,4**	**–6,7**	**–21,5***

	Cohorte 2 (1940-1944)														
	Parts (p_i)					Concentrations (c_i)					Contributions (p_i/100 x c_i)				
	55-59	60-64	65-69	diff. 60-64 55-59	diff. 65-69 60-64	55-59	60-64	65-69	diff. 60-64 55-59	diff. 65-69 60-64	55-59	60-64	65-69	diff. 60-64 55-59	diff. 65-69 60-64
Marché	**108,4**	**82,1**	**54,8**	**–26,3***	**–27,4***	**57,9**	**65,9**	**61,4**	**8,0***	**–4,5**	**62,8**	**54,1**	**33,6**	**–8,7***	**–20,5***
Gains	67,4	33,4	8,2	–34,1*	–25,2*	65,8	73,0	74,6	7,2	1,6	44,4	24,4	6,1	–20,0*	–18,3*
Pensions privées	24,8	35,4	37,5	10,6*	2,1	42,3	67,5	61,8	25,2*	–5,7	10,5	23,9	23,2	13,4*	–0,7
Placements	9,9	6,7	7,4	–3,2	0,7	55,9	47,4	47,3	–8,5	–0,1	5,5	3,2	3,5	–2,4	0,3
Autres revenus privés	6,3	6,6	1,7	0,4	–5,0*	39,0	40,3	52,1	1,3	11,8	2,5	2,7	0,9	0,2	–1,8
Transferts	**15,6**	**35,9**	**58,5**	**20,3***	**22,6***	**0,6**	**14,7**	**10,2**	**14,2***	**–4,6**	**0,1**	**5,3**	**6,0**	**5,2***	**0,7**
A.E. et autres transferts	3,5	2,9	1,5	–0,6	–1,4*	4,2	15,1	5,5	10,9	–9,7	0,1	0,4	0,1	0,3	–0,4
Aide sociale	6,4	5,7	0,5	–0,6	–5,3*	–22,6	–11,3	–9,2	11,3	2,1	–1,4	–0,6	0,0	0,8	0,6
RRQ	5,7	22,4	22,7	16,7*	0,3	24,0	28,2	27,1	4,2	–1,1	1,4	6,3	6,1	4,9*	–0,2
SV-SRG	0,0	4,9	33,9	4,9*	28,9*	...	–16,4	–0,7	...	15,7*	0,0	–0,8	–0,2	–0,8*	0,6
Impôt	**–24,0**	**–18,1**	**–13,3**	**5,9***	**4,8**	**69,4**	**70,8**	**57,2**	**1,4**	**–13,5**	**–16,7**	**–12,8**	**–7,6**	**3,9***	**5,2***
Revenu disponible (Gini)											**46,2**	**46,6**	**32,0**	**0,4**	**–14,6***

* $p < 0,05$. Les erreurs types ont été calculées par la méthode *Bootstrap* à partir de 500 poids répliques.

Sources : Statistique Canada, *Enquête sur les finances des consommateurs* et *Enquête sur la dynamique du travail et du revenu*, fichiers maîtres.

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

ventilé selon les gains (c.-à-d. les revenus du travail salarié et autonome), les rentes de pensions privées (incluant les rentes d'un régime enregistré d'épargne-retraite (REER) et d'un régime de pensions agréé (RPA), les revenus de placements et les autres revenus privés. Les transferts sont ventilés selon les prestations d'aide sociale, les prestations de la RRQ, les prestations de la SV incluant le SRG, et les prestations de l'assurance-emploi combinées au reste des transferts (tableaux 3 et 4).

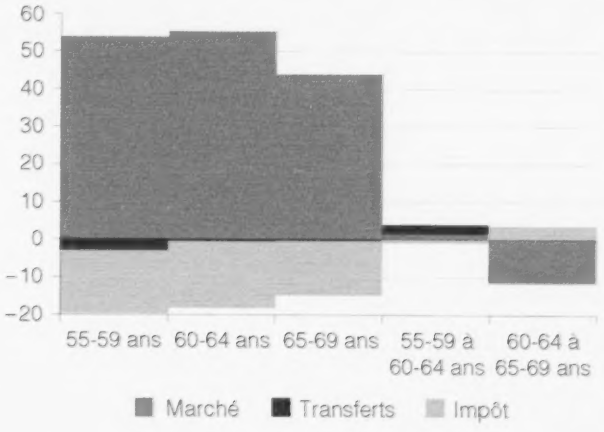
La diminution de l'inégalité entre 60-64 ans et 65-69 ans est attribuable au revenu du marché plutôt qu'aux transferts...

Les figures 4 à 7 présentent les contributions du revenu du marché, des transferts et de l'impôt à l'inégalité du revenu disponible et à sa variation, pour les deux cohortes, hommes et femmes. Dans les trois premières sections de chaque figure, le niveau d'inégalité se mesure par la somme des contributions positives à l'inégalité (le rectangle situé en haut de l'axe), moins la somme des contributions négatives (rectangle situé en bas de l'axe). Dans les quatrième et cinquième sections, la variation de l'inégalité est la somme des contributions positives à la variation de l'inégalité (rectangle situé en haut de l'axe), moins la somme des contributions négatives (rectangle situé en bas). Les estimations de ces variations sont chiffrées dans la section « Contributions » des tableaux 3 et 4, où elles s'accompagnent de l'indication précisant si elles sont statistiquement significatives.

Lorsque l'inégalité diminue entre deux groupes d'âge et que la contribution d'une source de revenu à l'inégalité diminue, cela signifie que cette source contribue à la diminution de l'inégalité ou, dit autrement, la diminution de l'inégalité lui est attribuable. Par ailleurs, une source de revenu contribue exclusivement à la diminution de l'inégalité (c.-à.-d. que la diminution de l'inégalité lui est exclusivement attribuable) lorsque les contributions des autres sources augmentent, voire restent stables.

On constate que la diminution de l'inégalité entre 60-64 ans et 65-69 ans est attribuable au revenu du marché plutôt qu'aux transferts. Rappelons que cette diminution se manifeste pour toutes les cohortes, à l'exception de celle des hommes nés entre 1940 et 1944. Examinons les sources de cette diminution, confirmée pour les trois autres cohortes (figures 4, 6 et 7). Pour la cohorte des hommes nés entre 1935 et 1939 (figure 4), on voit que la diminution de 60-64 ans à 65-69 ans est due exclusivement au

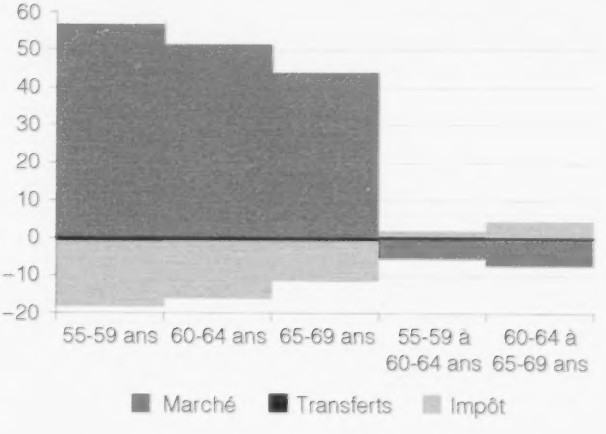
Figure 4 **Contribution des sources de revenu au coefficient de Gini du revenu disponible, hommes, Québec, cohorte 1 (1935-1939)**



Sources : Statistique Canada, *Enquête sur les finances des consommateurs* et *Enquête sur la dynamique du travail et du revenu*, fichiers maîtres.

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

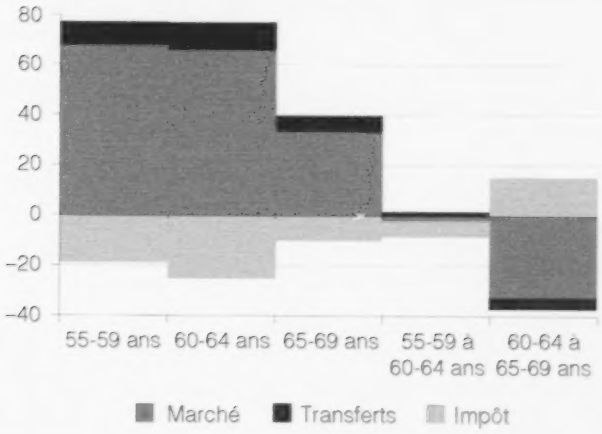
Figure 5 **Contribution des sources de revenu au coefficient de Gini du revenu disponible, hommes, Québec, cohorte 2 (1940-1944)**



Sources : Statistique Canada, *Enquête sur les finances des consommateurs* et *Enquête sur la dynamique du travail et du revenu*, fichiers maîtres.

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

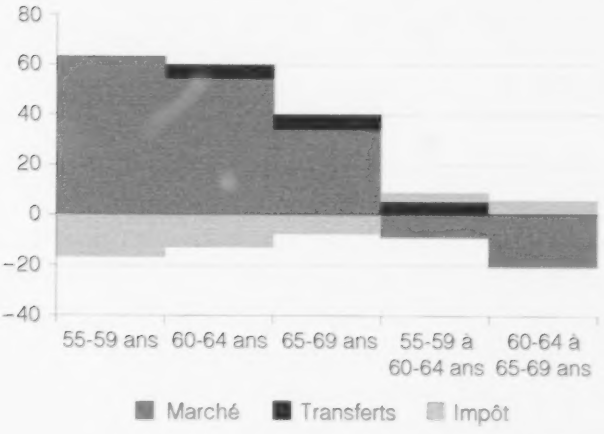
Figure 6 **Contribution des sources de revenu au coefficient de Gini du revenu disponible, femmes, Québec, cohorte 1 (1935-1939)**



Sources : Statistique Canada, *Enquête sur les finances des consommateurs* et *Enquête sur la dynamique du travail et du revenu*, fichiers maîtres.

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

Figure 7 **Contribution des sources de revenu au coefficient de Gini du revenu disponible, femmes, Québec, cohorte 2 (1940-1944)**



Sources : Statistique Canada, *Enquête sur les finances des consommateurs* et *Enquête sur la dynamique du travail et du revenu*, fichiers maîtres.

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

revenu du marché. En d'autres termes, seul le revenu du marché fait diminuer l'inégalité. Sa contribution à l'inégalité diminue d'environ 12 points. Par contre, les contributions des transferts et de l'impôt aux variations de l'inégalité ne sont pas significatives. Pour la cohorte des femmes nées entre 1935 et 1939 (figure 6), la contribution du revenu du marché à l'inégalité diminue d'environ 33 points. Mais la diminution de l'inégalité n'est pas exclusivement attribuable au revenu du marché; les transferts jouent aussi un rôle, quoique son importance soit moindre (−4 points c. −33 points). Pour la cohorte des femmes nées entre 1940 et 1944 (figure 7), la contribution du revenu du marché à l'inégalité diminue de près de 21 points. Ni les transferts, ni l'impôt n'affectent l'inégalité de manière importante.

...et s'explique par la diminution de la part du revenu du marché, une source fortement concentrée, au profit des transferts, une source relativement neutre

Rappelons que selon la méthode de décomposition du coefficient de Gini utilisée pour nos travaux, les contributions des sources de revenu sont les produits entre leurs « parts » et leurs « concentrations ». Ces données sont présentées aux tableaux 3 et 4. On voit pour les deux cohortes qu'entre 60-64 ans et 65-69 ans, la part du revenu du marché dans le revenu disponible diminue au profit des transferts. Ces derniers prennent effectivement de l'importance avec la généralisation des prestations du RRQ et l'ouverture à des prestations de la SV et du SRG. Mais en même temps, le revenu du marché reste fortement concentré positivement à 60-64 ans et à 65-69 ans, c'est-à-dire que ce revenu est concentré chez les plus riches, créant de l'inégalité (environ entre +50 et +60 chez les hommes, et environ entre +60 et +75 chez les femmes), alors que les transferts sont plutôt neutres, avec une faible concentration (environ entre −4 et −1 chez les hommes, et environ entre +10 et +25 chez les femmes). Ces données montrent qu'une diminution du revenu du marché, plutôt qu'une augmentation des transferts, contribue fortement et presque toujours exclusivement à la diminution de l'inégalité entre 60-64 ans et 65-69 ans.

L'absence d'une variation de l'inégalité masque parfois des variations dans les contributions selon les sources de revenu

Rappelons qu'aucune variation significative de l'inégalité du revenu disponible n'a été détectée entre 55-59 ans et 60-64 ans quelle que soit la cohorte, et entre 60-64 ans et 65-69 ans dans la cohorte des hommes nés entre 1940

et 1944. On peut se demander si l'absence de variations totales masque des variations liées spécifiquement au revenu du marché, aux transferts ou à l'impôt.

Les données montrent que les variations de ces contributions sont significatives entre 55-59 ans et 60-64 ans pour la cohorte des femmes nées entre 1940 et 1944 même si la variation totale de l'inégalité ne l'est pas (tableau 4). En effet, la contribution du revenu du marché à l'inégalité diminue de 9 points, passant de 63 % entre 55 et 59 ans, à 54 % entre 60 et 64 ans. À l'inverse, la contribution des transferts à cette inégalité augmente d'environ 5 points, tandis que celle de l'impôt augmente de près de 4 points. Il ressort clairement pour cette cohorte qu'une part de l'inégalité jadis liée au revenu du marché est attribuable désormais aux transferts et à l'impôt combinés, bien que le résultat net montre un niveau d'inégalité inchangé.

Pour la cohorte des femmes nées entre 1935 et 1939 et âgées entre 55-59 ans et 60-64 ans, et pour celle des hommes nés entre 1940 et 1944 et âgés de 55-59-ans à 60-64 ans et de 60-64 ans à 65-69 ans ainsi que pour la cohorte des hommes nés entre 1935 et 1939 et âgés entre 55-59 ans et 60-64 ans, aucune variation significative pour les trois types de contributions au revenu disponible (marché, transferts et impôt) n'est constatée, à deux exceptions près[12].

La diminution de l'inégalité entre 60-64 ans et 65-69 ans s'explique par la diminution des gains

En ventilant les sources de revenu tant privées que publiques, il est possible de mieux comprendre quelles sont celles qui affectent le plus les variations de l'inégalité.

Pour la cohorte des hommes nés entre 1935 et 1939, la contribution du revenu du marché à la diminution de l'inégalité entre 60-64 ans et 65-69 ans repose presque exclusivement sur les gains (tableau 3). En effet, la contribution des gains à l'inégalité diminue de près de 24 points, alors que celle des autres revenus privés ne diminue que d'environ 1 point. Cette diminution de la contribution des gains s'explique essentiellement par la part décroissante ce de type de revenu au cours de cette période de transition travail-retraite, puisque la concentration positive de ce type de revenu sur l'inégalité reste forte et augmente même (+61 % à 60-64 ans et +72 % à 65-69 ans).

En contrepartie à la diminution de la contribution des gains à l'inégalité de revenu, la contribution des pensions privées augmente de 12 points, en raison de l'augmentation de la part des pensions privées dans le revenu disponible, combinée à une augmentation de leur concentration en faveur des plus riches. Mais l'augmentation de la contribution des pensions privées à l'inégalité demeure moins élevée que la diminution de la contribution des gains (+12 contre −24). Cette opposition s'explique par une part des gains dans le revenu disponible qui diminue beaucoup plus que l'augmentation de la part des pensions privées (−43 points contre +11 points). Comme les pensions privées ne sont pas la seule source de revenus pouvant compenser la perte des gains, d'autres sources de revenu sont donc en cause. Ainsi, les transferts du RRQ, de la SV et du SRG jouent aussi un rôle dans la recomposition des sources de revenu au cours de la période de transition travail-retraite, en accaparant une part accrue du revenu disponible (+7 points pour le RRQ et +22 points pour la SV combinée au SRG). Or, ces deux sources ont un impact plus neutre[13] que les gains sur l'inégalité. Mais leurs contributions à la variation de l'inégalité s'annulent (+3 c. −3). Au total, les revenus de sources publiques ne contribuent pas à la diminution de l'inégalité, mais les gains, en revanche, y contribuent grandement.

Le comportement de la cohorte des femmes nées entre 1940 et 1944 ressemble à celui des hommes nés entre 1935 et 1939, au sens où la contribution du revenu du marché à la diminution de l'inégalité entre 60-64 ans et 65-69 ans repose presque exclusivement sur les gains (tableau 4). Avec une contribution des gains qui diminue de 18 points, alors que la contribution des autres revenus privés ne diminue que d'environ 2 points (et celle des pensions privées d'environ 1 point), il appert clairement que ce sont les gains qui influent le plus sur la diminution de l'inégalité. Cette diminution s'explique, à l'instar de la cohorte des hommes nés entre 1935

12. Pour la cohorte des hommes nés entre 1940 et 1944, âgés entre 60-64 ans et 65-69 ans, la contribution de l'impôt à l'inégalité augmente de 5 points. Pour celle des hommes nés entre 1935 et 1939 et âgés entre 55-59 ans et 60-64 ans, la contribution des transferts à l'inégalité augmente de 2 points. Pour ces deux cohortes, les contributions des deux autres sources ne varient pas significativement.

13. À 60-64 ans ou à 65-69 ans, les concentrations de ces deux sources (RRQ et SV-SRG) varient entre environ −32 % et +9 %, ce qui est beaucoup plus faible que pour les gains, dont la concentration varie entre environ +61 % et +72 %.

et 1939, par le fait que la part des gains parmi l'ensemble des revenus diminue (–25 points), puisque la concentration demeure élevée (+73 % à 60-64 ans et +75 % à 65-69 ans).

D'autre part, ni le RRQ, ni la SV incluant le SRG, ne contribuent à la diminution de l'inégalité. En effet, même si la part de la SV et du SRG augmente fortement (+29 points), cette source ne contribue pas à la diminution de l'inégalité, car sa concentration s'annule, indiquant un impact neutre sur l'inégalité (de –16 % entre 60 et 64 ans à –1 % entre 65 et 69 ans). De même, le RRQ ne contribue aucunement à la diminution de l'inégalité.

Pour la cohorte des femmes nées en 1935-39, les gains entre 60-64 ans et 65-69 ans continuent de contribuer significativement à la diminution de l'inégalité (–9 points), sans en être toutefois la seule cause. Notamment, les placements semblent contribuer à la baisse de l'inégalité, bien que l'estimation ne soit pas statistiquement significative (–13 points). La contribution du RRQ à l'inégalité diminue de 3 points, alors que celle de la SV-SRG ne change pas. En somme, pour cette cohorte, la diminution de l'inégalité s'explique principalement par les gains, et dans un deuxième temps, par le RRQ.

Enfin, la cohorte des hommes nés entre 1940 et 1944 ne suit pas le même profil. L'absence de variation significative de l'inégalité entre 60-64 ans et 65-69 ans n'est pas étrangère à cette situation. En effet, hormis l'impôt, aucune autre source de revenu publique et privée (autre que le RRQ et la SV-SRG) n'exerce une contribution significative à la variation de l'inégalité. Entre autres, aucune variation significative n'est constatée dans la contribution des gains et des pensions privées. Quant au RRQ et à la SV-SRG, on observe un jeu à somme nulle où la contribution du RRQ à l'inégalité augmente de 2 points, alors que celle de la SV-SRG diminue de 3 points.

CONCLUSION

Nous avons exploité les données d'enquête sur le revenu des hommes et des femmes de la cohorte née entre 1935 et 1939, et de celle née entre 1940 et 1944. Cela nous a permis d'analyser l'évolution intra-cohorte de l'inégalité du revenu disponible des particuliers au Québec de 55-59 ans à 60-64 ans, et de 60-64 ans à 65-69 ans. Dans un contexte de rareté des études empiriques canadiennes et à plus forte raison québécoises sur ce thème, la présente étude a permis de confronter trois scénarios d'évolution du niveau d'inégalité avec l'avancée en âge au cours plus spécifiquement de la période de transition travail-retraite : le maintien, la diminution et l'augmentation de ce niveau d'inégalité.

Le modèle d'évolution de l'inégalité consiste pour l'essentiel en une diminution entre les âges de 60-64 ans et 65-69 ans. La diminution est significative pour la cohorte de 1935-1939, tant chez les hommes que les femmes, mais pour la cohorte de 1940-1944, elle l'est seulement chez les femmes. Aucune variation significative n'a été détectée entre 55-59 ans et 60-64 ans.

Par ailleurs, cette diminution de l'inégalité, notamment pour les deux cohortes entre 60-64 ans et 65-69 ans, est significativement plus élevée chez les femmes que chez les hommes. La plus grande inégalité du revenu chez les femmes de 60-64 ans explique en bonne partie ce résultat. Aussi, on ne peut conclure que la variation de l'inégalité diffère entre les hommes des deux cohortes, entre les femmes des deux cohortes, ou encore entre les hommes ou les femmes d'une même cohorte, en fonction de leur lieu de résidence (Québec c. reste du Canada).

L'analyse des contributions des sources de revenu privées et publiques à cette diminution a montré qu'elle est attribuable au revenu du marché, plus précisément aux gains, plutôt qu'aux transferts. Le passage de 60-64 ans à 65-69 ans est accompagné chez les hommes et les femmes d'une diminution de la part du revenu du marché, plus précisément des gains, au profit principal des transferts que sont le RRQ et la SV-SRG. En même temps, le revenu du marché, avec les gains en tête, est fortement concentré positivement – c'est-à-dire qu'il a tendance à appartenir aux plus riches, donc à favoriser l'inégalité – alors que les transferts sont relativement neutres. Dans le cas des hommes, les effets de ces transferts (c.-à-d. RRQ et SV-SRG) sont à somme nulle sur la diminution de

l'inégalité. En bref, si l'inégalité diminue, ce n'est pas tant parce que les transferts prennent de l'importance dans le revenu disponible, mais parce que les gains en perdent.

Notre analyse a permis d'apporter un nouvel éclairage. On a confirmé à nouveau, du moins chez les hommes, le phénomène de jeu à somme nulle qui oppose le RRQ à la SV-SRG, tel qu'évoqué dans Prus (2000 : 215). Toutefois, ce phénomène a été invoqué dans la littérature surtout pour appuyer un scénario de maintien, et non le scénario que nous avons effectivement observé, qui en est plutôt un de diminution. De plus, notre scénario de diminution ne repose pas sur l'impact des régimes de retraite publics comme le suggère la littérature, mais sur le revenu du marché, et plus particulièrement sur les gains.

RÉFÉRENCES

CRESPO, S. (2008). *Annuaire de statistiques sur l'inégalité de revenu et le faible revenu, édition 2008*, Québec, Institut de la statistique du Québec, 189 p.

CRYSTAL, S., et D. SHEA (1990). « Cumulative Advantage, Cumulative Disadvantage, and Inequality Among Elderly People ». *The Gerontologist*, n° 30, p. 437-43.

ESPING-ANDERSEN, G. (1990). *The Three Worlds of Welfare Capitalism*, Princeton University Press, 248 p.

HENRETTA, J.C., et R. T. CAMPBELL (1976). « Status attainment and status maintenance: A study of stratification in old age », *American Sociological Review*, vol. 41, n° 6, p. 981-992.

MYLES, J. (1981). « Income Inequality and Status Maintenance: Concepts, Methods, and Measures », *Research on Aging*, vol. 3, p. 123-141.

MYLES, J. (2000). « The Maturation Of Canada's Retirement Income System, Income Levels, Income Inequality And Low Income Among Older Persons », *Canadian Journal on Aging*, vol. 19, n° 3, p. 287-316.

O'RAND, A. et HENRETTA, J. C. (1999). *Age and Inequality: Diverse Pathways Through Later Life*, Boulder, Westview Press, 264 p.

PAMPEL F. C., et M. A. HARDY (1994a). « Changes in Income Inequality During Old Age », *Research in Stratification and Social Mobility*, n° 13, p. 239-264.

PAMPEL F. C., et M. A. HARDY (1994b). « Status Maintenance and Change during Old Age », *Social Forces*, vol. 73, n° 1, p. 289-314 ».

PRUS, S. G. 2000. « Income Inequality as a Canadian Cohort Ages : An Analysis of the Later Life Course », *Research on Aging*, vol. 22, n° 3, p. 211-237.

YAO, S. (1999). « On the decomposition of Gini coefficients by population class and income source: A spreadsheet approach and application », *Applied Economics*, vol. 31, p. 1249-1264.

UN PORTRAIT ÉQUIVOQUE : LA PAUVRETÉ CHEZ LES PERSONNES ÂGÉES AU QUÉBEC

Guy Fréchet
Ministère de l'Emploi et de la Solidarité sociale

Selon les statistiques disponibles, le portrait de la pauvreté chez les personnes âgées au Québec est équivoque. Selon la mesure choisie, ce portrait peut apparaître comme étant très variable, avec des taux de faible revenu parfois ténus, mais en croissance, parfois forts, mais en décroissance. Il n'existe pas d'autres catégories de personnes pour lesquelles les mesures semblent aussi divergentes. Nous observerons ainsi ce que peuvent nous apprendre les taux de faible revenu selon les seuils de faible revenu (SFR), la mesure de faible revenu (MFR) et la mesure du panier de consommation (MPC). Nous observerons également l'évolution de ces taux au cours des dernières décennies.

Parmi les facteurs auxquels on réfère le plus souvent pour tenter de mieux comprendre le phénomène, on note :

- les questionnements sur les mesures elles-mêmes, leur portée et leurs limites;
- la validité statistique parfois restreinte des estimations en raison de la taille des échantillons;
- les « effets de seuil », dans le cas notamment où les pensions de sécurité de la vieillesse (PSV) et le supplément de revenu garanti (SRG), souvent les seuls revenus pour les aînés les plus pauvres, frôlent les seuils de faible revenu.

Selon les statistiques disponibles, le portrait de la pauvreté chez les personnes âgées au Québec est équivoque. Ce portrait en effet est susceptible d'alimenter des positions aux antipodes[1], à partir des seules statistiques et sans considération ici des conditions de vie réelles des aînés. Quelques auteurs se sont déjà penchés sur ces conditions de vie réelles, sur lesquelles par conséquent nous n'insisterons pas (Conseil des aînés, 2007; Gagnon et Savoie, 2008[2]; Comité consultatif de lutte contre la pauvreté et l'exclusion sociale, 2010). Selon la mesure choisie, ce portrait peut apparaître comme étant très variable, avec des taux de faible revenu, parfois ténus, mais en croissance, parfois forts, mais en décroissance. Il n'existe pas d'autre catégorie de personnes pour laquelle les mesures semblent aussi divergentes.

1. Pour des exemples de ces positions, voir les messages que l'on retrouve par exemple dans l'émission Naufragés des villes et sur le site de la Régie des rentes du Québec :
   - Naufragés des villes : [En ligne]. [naufrages.radio-canada.ca/place_publique_en_savoir_plus_article.aspx?id=29].
   - Régie des rentes : [En ligne]. [www.rrq.gouv.qc.ca/fr/services/depeches/expertise_retraite/edition_07/niveau_de_vie/Pages/niveau_de_vie.aspx].
2. Il s'agit du rapport sur la consultation sur les conditions de vie des aînés menée en 2007 par les coprésidents Sheila Goldbloom et Réjean Hébert.

Nous observerons tout d'abord ces mesures : que peuvent nous apprendre en effet les taux de faible revenu chez les personnes âgées selon les seuils de faible revenu (SFR), la mesure de faible revenu (MFR) et la mesure du panier de consommation (MPC), soit les principales mesures de faible revenu? (CEPE, 2009, 2011). Que peut nous apprendre plus précisément l'évolution de ces taux au cours des dernières années et, dans un cas, des dernières décennies? La situation des aînés s'est-elle améliorée ou détériorée au fil des ans, aussi bien celle des hommes que celle des femmes? Au-delà des taux, que peut nous apprendre le taux des personnes âgées à faible revenu en proportion des personnes à faible revenu? Les personnes âgées sont-elles proportionnellement plus ou moins affectées par le faible revenu que l'ensemble de la population?

Par la suite, nous nous pencherons sur les facteurs auxquels on réfère le plus souvent pour tenter de mieux comprendre le phénomène. Parmi ces facteurs (on pourrait aussi parler plus largement de pistes d'explication), on note :

- les questionnements sur les mesures elles-mêmes, leur portée et leurs limites;
- la validité statistique parfois restreinte des estimations en raison de la taille des échantillons;
- les « effets de seuil », dans le cas notamment où les pensions de sécurité de la vieillesse (PSV) et le supplément de revenu garanti (SRG), souvent les seuls revenus pour les aînés les plus pauvres, frôlent les seuils de faible revenu.

En conclusion, nous pourrons statuer sur les raisons pour lesquelles ce portrait de la pauvreté chez les aînés peut apparaître comme étant plutôt équivoque, marqué d'un côté par des variations et dont l'évolution à travers le temps peut être aussi bien à la baisse qu'à la hausse.

LES MESURES DISPONIBLES

Les taux de faible revenu

Que peuvent nous apprendre les principales mesures de faible revenu sur les taux observables chez les personnes âgées? Selon les seuils de faible revenu (SFR), la mesure de faible revenu (MFR) ou la mesure du panier de consommation (MPC), les portraits divergent considérablement. Ces mesures, qui feront l'objet d'une comparaison, portent toutefois sur des périodes différentes en raison notamment de la disponibilité des données. Il s'agit de la période de 1976 à 2010 dans le cas des SFR, de 1997 à 2009 dans le cas de la MFR et de 2000 à 2010 dans le cas de la MPC.

Rappelons que les seuils de faible revenu de Statistique Canada (SFR) sont fondés sur le fait de dépenser 20 points de pourcentage de plus que le pourcentage consacré par une famille moyenne pour se nourrir, se vêtir et se loger. Ce pourcentage s'établissait à 43,6 % en 1992 (seuils ajustés annuellement pour l'inflation), ce qui fait que les ménages qui dépensent plus de 63,6 % de leur revenu pour ces postes budgétaires sont considérés comme étant à faible revenu. Il existe en fait 35 seuils, soit le produit du nombre de tailles du ménage (7) par le nombre des tailles d'agglomération (5).

Même si la mesure comporte des biais reconnus par Statistique Canada lorsqu'elle est utilisée dans le cadre des comparaisons interprovinciales, en vertu du coût de la vie différencié selon les provinces, ces biais ne jouent pas ici puisque nous nous en tenons à l'évolution de 1976 à 2010 au sein du Québec uniquement.

À la lecture des données[3], on constate une baisse tendancielle du taux de faible revenu des personnes âgées au cours de cette période. Ainsi, la situation des personnes âgées se serait significativement améliorée au cours des dernières décennies. Selon les SFR, le taux pour l'ensemble des personnes âgées de 65 ans et plus est passé de 31,0 % en 1976 à 8,2 % en 2010 (sommet de 32,7 % en 1978, et plancher de 7,3 % en 2009) (tableau 1 et figure 1).

3. Nous présentons dans ce tableau et les quelques tableaux suivants les données sur les taux et sur les ratios des personnes âgées sur les personnes à faible revenu, ratios sur lesquels nous reviendrons.

Tableau 1 Taux de faible revenu des personnes, des personnes âgées de 65 ans et plus et ratio, selon les seuils de faible revenu (SFR) après impôts, Québec, 1976-2010

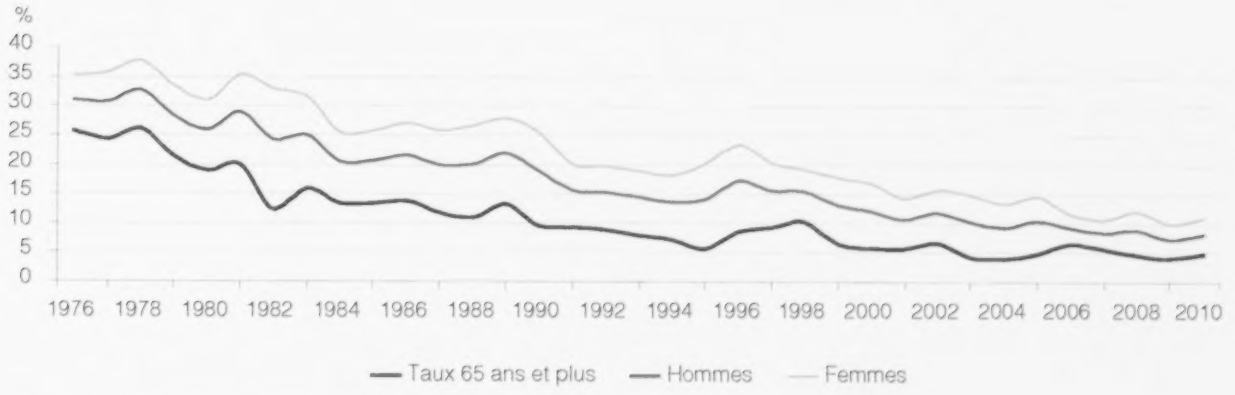
	Toutes les personnes	Hommes	Femmes	Taux 65 ans et plus	Hommes	Femmes	Ratio pers. âgées/ total	Hommes	Femmes
					%				
1976	14,5	13,1	15,8	31,0	25,7	35,2	2,1	2,0	2,2
1977	15,0	13,0	16,9	30,8	24,3	35,8	2,1	1,9	2,1
1978	13,6	12,1	15,0	32,7	26,1	37,8	2,4	2,2	2,5
1979	14,8	13,3	16,3	28,4	21,5	33,6	1,9	1,6	2,1
1980	14,6	12,3	16,8	25,9	18,9	31,0	1,8	1,5	1,8
1981	14,3	12,5	16,1	28,9	20,0	35,3	2,0	1,6	2,2
1982	15,0	13,3	16,6	24,3	12,4	33,0	1,6	0,9	2,0
1983	15,9	14,5	17,3	25,0	15,9	31,6	1,6	1,1	1,8
1984	16,4	14,8	18,1	20,5	13,3	25,5	1,3	0,9	1,4
1985	15,7	13,9	17,4	20,6	13,4	25,8	1,3	1,0	1,5
1986	15,3	14,2	16,4	21,6	13,7	27,1	1,4	1,0	1,7
1987	15,1	13,2	17,0	20,0	11,8	25,8	1,3	0,9	1,5
1988	14,2	12,3	16,2	20,1	10,9	26,6	1,4	0,9	1,6
1989	12,3	10,2	14,3	21,9	13,2	28,0	1,8	1,3	2,0
1990	14,9	12,8	16,8	18,9	9,6	25,5	1,3	0,8	1,5
1991	16,6	15,6	17,5	15,6	9,2	20,1	0,9	0,6	1,1
1992	14,8	13,3	16,4	15,3	8,9	19,8	1,0	0,7	1,2
1993	17,4	16,2	18,6	14,4	7,9*	18,9	0,8	0,5	1,0
1994	17,2	16,0	18,3	13,6	7,2*	18,2	0,8	0,5	1,0
1995	17,6	16,3	18,9	14,1	5,6*	20,2	0,8	0,3	1,1
1996	18,0	16,7	19,2	17,2	8,6*	23,4	1,0	0,5	1,2
1997	18,5	17,4	19,6	15,6	9,2*	20,3	0,8	0,5	1,0
1998	16,9	15,9	18,0	15,4	10,3*	19,2	0,9	0,6	1,1
1999	14,8	13,5	16,1	13,0	6,5*	17,8	0,9	0,5	1,1
2000	14,8	13,0	16,5	12,1	5,8*	16,8	0,8	0,4	1,0
2001	13,8	11,9	15,6	10,6	5,6*	14,3	0,8	0,5	0,9
2002	12,3	10,3	14,2	11,8	6,6*	15,7	1,0	0,6	1,1
2003	12,3	11,2	13,5	10,3	4,2*	14,9	0,8	0,4	1,1
2004	11,5	10,9	12,0	9,3	4,0*	13,3	0,8	0,4	1,1
2005	11,7	10,8	12,5	10,4	4,8*	14,6	0,9	0,4	1,2
2006	11,1	10,6	11,5	9,3	6,5*	11,6	0,8	0,6	1,0
2007	10,4	10,1	10,6	8,4	5,6*	10,6	0,8	0,6	1,0
2008	10,9	10,4	11,3	8,8	4,6*	12,1	0,8	0,4	1,1
2009	8,9	9,0	8,8	7,3	4,1*	10,0	0,8	0,5	1,1
2010	10,0	10,2	9,9	8,2	4,8*	11,0	0,8	0,5	1,1

* À interpréter avec prudence, coefficient de variation > 16,6 % et <= 33,3 %, calculé depuis 1993 pour les taux selon les SFR.

Source : Statistique Canada, *Le revenu au Canada, 1976-2010*.

Compilation : Ministère de l'Emploi et de la Solidarité sociale.

Figure 1 Taux de faible revenu des personnes âgées selon les SFR après impôts, Québec, 1976-2010



Source : Statistique Canada, *Le revenu au Canada, 1976-2010*.
Compilation : Ministère de l'Emploi et de la Solidarité sociale.

Dans le cas de la mesure de faible revenu (MFR), qui correspond à la moitié de la médiane des revenus ajustée selon la taille du ménage, le portrait est différent. Au départ, la période considérée n'est pas la même, il s'agit ici des années 1996 à 2009 (dernière année disponible); l'Institut de la statistique du Québec (ISQ) publie ces données depuis 1996 en les calculant à l'aide de la médiane québécoise.

Cette mesure, fondée sur une approche purement relative, très utilisée en Europe (parfois au seuil de 50 % de la médiane, parfois à celui de 60 %) et par conséquent très utile pour les comparaisons internationales, n'est pas aussi intéressante que d'autres (ex. : les SFR) pour quiconque souhaite commenter la tendance, la médiane ne variant pas beaucoup au fil du temps. De plus, elle ne varie pas en fonction de la taille de l'agglomération; étant fondée sur la médiane québécoise, elle ne permet donc pas de prendre en considération les différences qui pourraient exister entre les régions. Cela étant dit, la hauteur du seuil est sensiblement plus faible que dans le cas des SFR mais la pente positive sur cette période semble suggérer une détérioration relative. Selon la MFR, le taux pour l'ensemble des personnes âgées de 65 ans et plus est passé de 3,5 % en 1996 à 8,5 % en 2009 (tableau 2 et figure 2).

Tableau 2 Taux de faible revenu des particuliers (16 ans et plus), des personnes âgées de 65 ans et plus et ratio, selon la mesure de faible revenu (MFR) après impôts, Québec, 1996-2009[1]

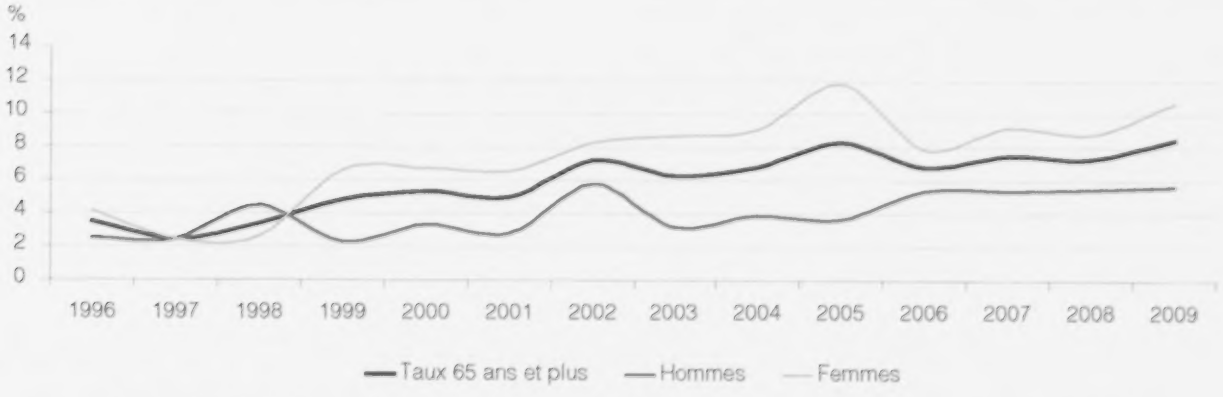
	Tous les particuliers	Hommes	Femmes	Taux 65 ans et plus	Hommes	Femmes	Ratio pers. âgées/ total	Hommes	Femmes
					%				
1996	11,1	10,0	12,2	3,5	2,5*	4,2	0,3	0,2	0,3
1997	11,8	10,6	12,9	2,4*	2,4*	2,4*	0,2	0,2	0,2
1998	10,8	9,7	11,9	3,4*	4,5*	2,6*	0,3	0,5	0,2
1999	10,6	8,7	12,4	4,8	2,3*	6,7*	0,5	0,3	0,5
2000	10,6	8,8	12,3	5,3*	3,3*	6,8*	0,5	0,4	0,5
2001	10,2	8,5	11,9	5,0	2,8*	6,6	0,5	0,3	0,5
2002	11,0	9,2	12,6	7,2	5,8*	8,3	0,7	0,6	0,7
2003	10,6	9,5	11,7	6,3	3,2*	8,7	0,6	0,3	0,7
2004	10,3	9,7	11,0	6,8	3,9*	9,1	0,7	0,4	0,8
2005	11,0	9,6	12,4	8,3	3,7*	11,8	0,8	0,4	1,0
2006	10,8	9,9	11,7	6,8	5,4*	7,9	0,6	0,5	0,7
2007	10,4	9,1	11,7	7,5	5,4*	9,2	0,7	0,6	0,8
2008	10,4	9,0	11,8	7,3	5,5*	8,8	0,7	0,6	0,7
2009	10,3	9,7	10,9	8,5	5,7*	10,7	0,8	0,6	1,0

1. Ces données ont été consultées en juillet 2012, mais les années 2006 à 2009 n'avaient pas encore été révisées selon la pondération du recensement de 2011; les constats demeurent toutefois très similaires.

Source : Statistique Canada, *Enquête sur la dynamique du travail et du revenu* et *Enquête sur les finances des consommateurs*, fichiers maîtres.

Compilation : Institut de la statistique du Québec et ministère de l'Emploi et de la Solidarité sociale.

Figure 2 Taux de faible revenu des personnes âgées selon la MFR après impôts, Québec, 1996-2009[1]



1. Ces données ont été consultées en juillet 2012, mais les années 2006 à 2009 n'avaient pas encore été révisées selon la pondération du recensement de 2011; les constats demeurent toutefois très similaires.

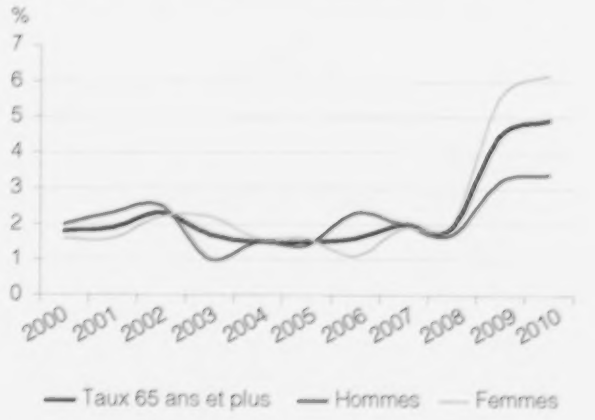
Sources : Statistique Canada, *Enquête sur la dynamique du travail et du revenu* et *Enquête sur les finances des consommateurs*, fichiers maîtres.

Compilation : Institut de la statistique du Québec et ministère de l'Emploi et de la Solidarité sociale.

Enfin, selon la mesure du panier de consommation (MPC), une unité familiale est considérée à faible revenu si son revenu disponible à la consommation est inférieur à la valeur d'un panier de biens et de services calculée pour sa collectivité ou une collectivité de même taille. Le panier de consommation comprend, pour une famille de référence de quatre personnes, ce qu'il en coûte pour la nourriture, les vêtements et chaussures, le logement, les transports et les autres biens et services (ex.: ameublement, loisirs, téléphone, etc.). Le revenu familial disponible est le revenu brut moins les prélèvements obligatoires et autres (garde des enfants, soins de santé non assurés, etc.), selon le type de ménage.

Encore une fois, la période considérée n'est pas la même, il s'agit ici des années 2000 à 2010. La MPC en effet a été conçue à la fin des années 1990 et publiée pour la première fois en 2000. La mesure permet d'observer des taux de faible revenu chez les personnes âgées plutôt ténus tout au long de cette période, mais avec une remontée soudaine les deux dernières années. Selon la MPC, le taux pour l'ensemble des personnes âgées de 65 ans et plus est passé de 1,8 % en 2000 à 4,9 % en 2010 (tableau 3 et figure 3).

Figure 3 Taux de faible revenu des personnes âgées selon la MPC (base 2008), Québec, 2000-2010



Source : Statistique Canada, *Le revenu au Canada, 1976-2010*.
Compilation : Ministère de l'Emploi et de la Solidarité sociale.

Tableau 3 Taux de faible revenu des personnes, des personnes âgées de 65 ans et plus et ratio, selon la mesure du panier de consommation (MPC, base 2008), Québec, 2000-2010

	Toutes les personnes	Hommes	Femmes	Taux 65 ans et plus	Hommes	Femmes	Ratio pers. âgées/ total	Hommes	Femmes
					%				
2000	11,6	10,5	12,7	1,8*	2,0*	1,6*	0,2	0,2	0,1
2001	11,5	10,6	12,3	1,9*	2,3*	1,6*	0,2	0,2	0,1
2002	10,3	9,4	11,1	2,3*	2,5*	2,2*	0,2	0,3	0,2
2003	9,2	8,9	9,6	1,7*	1,0*	2,2*	0,2	0,1	0,2
2004	8,4	8,5	8,2	1,5*	1,5*	1,6*	0,2	0,2	0,2
2005	8,9	8,8	9,0	1,5*	1,4*	1,6*	0,2	0,2	0,2
2006	8,8	8,7	8,8	1,6*	2,3*	1,1*	0,2	0,3	0,1
2007	7,9	7,8	8,0	2,0*	2,0*	1,9*	0,3	0,3	0,2
2008	9,2	9,1	9,4	1,9*	1,7*	2,0*	0,2	0,2	0,2
2009	9,0	9,1	9,0	4,5*	3,2*	5,6*	0,5	0,4	0,6
2010	9,4	9,7	9,0	4,9*	3,4*	6,2*	0,5	0,4	0,7

* À interpréter avec prudence, coefficient de variation > 16,6 % et <= 33,3 %.

Source : Statistique Canada, *Le revenu au Canada, 1976-2010*.

Compilation : Ministère de l'Emploi et de la Solidarité sociale.

Les ratios

Pour leur part, les taux de faible revenu des personnes âgées sur les taux de faible revenu de l'ensemble de la population, constituent des indicateurs de proportion (ou ratios) qui permettent de juger de l'importance du faible revenu des aînés par rapport à l'ensemble de la population[4]. Si le ratio est plus grand que 1, cela signifie que les personnes âgées sont proportionnellement plus affectées par le faible revenu que l'ensemble de la population. Si le ratio est égal à 1, cela signifie que les personnes âgées sont aussi affectées par le faible revenu que l'ensemble de la population. Enfin, si le ratio est plus petit que 1, cela signifie que les personnes âgées sont proportionnellement moins affectées par le faible revenu que l'ensemble de la population.

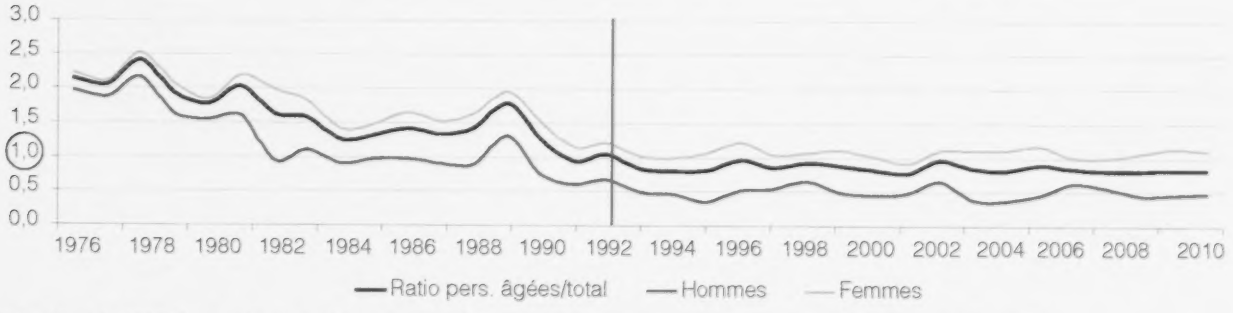
En prenant l'exemple des SFR (tableau 1), le taux de faible revenu des personnes âgées en 1978 s'est trouvé à un sommet historique pour la période considérée, soit à 32,7 %, contre 13,6 % pour l'ensemble des personnes à faible revenu, pour un ratio de 2,4 (32,7/13,6 = 2,4). En 1992, ce ratio s'est établi à 1 pour ne plus jamais revenir au-dessus de 1 après cette date (tableau 1).

À l'aide des MFR ou de la MPC pour les périodes considérées (tableaux 2 et 3), il s'est toujours situé sous la barre du 1. Pour la période de 2000 à 2009 où nous disposons des trois mesures, que nous pouvons ainsi mettre en parallèle, le ratio s'est toujours situé sous la barre du 1. Les figures qui suivent permettent d'observer, en plus de l'évolution temporelle, les évolutions respectives pour les hommes et les femmes.

Ainsi, même si nous venons d'observer qu'avec les SFR, le ratio s'est établi à 1 pour ne plus jamais revenir au-dessus de 1 après 1992, cela n'est pas vrai pour les femmes, le ratio a traversé parfois au-dessus de 1, illustrant par là le fait que selon les SFR, les femmes âgées sont parfois proportionnellement plus affectées par le faible revenu que l'ensemble des personnes, alors que les hommes le seraient deux fois moins (ratio autour de 0,5), une situation qui semble assez stable depuis de nombreuses années (figure 4).

À l'aide de la MFR, de 1996 à 2009, la pente positive sur cette période révèle un ratio en hausse, ce qui n'avait pas été le cas avant 1992 avec les SFR. Bien sûr, ce ratio s'est toujours situé sous la barre du 1 au cours de la période observée (1996-2009), mais cela pourrait changer. Dans le cas des femmes âgées, le ratio se situe tout près du 1 en 2009, révélant qu'elles sont presque aussi affectées par le faible revenu que l'ensemble des personnes. L'écart entre le ratio des hommes âgés sur l'ensemble des hommes et celui des femmes âgées sur l'ensemble des femmes peut encore être observé ici (figure 5).

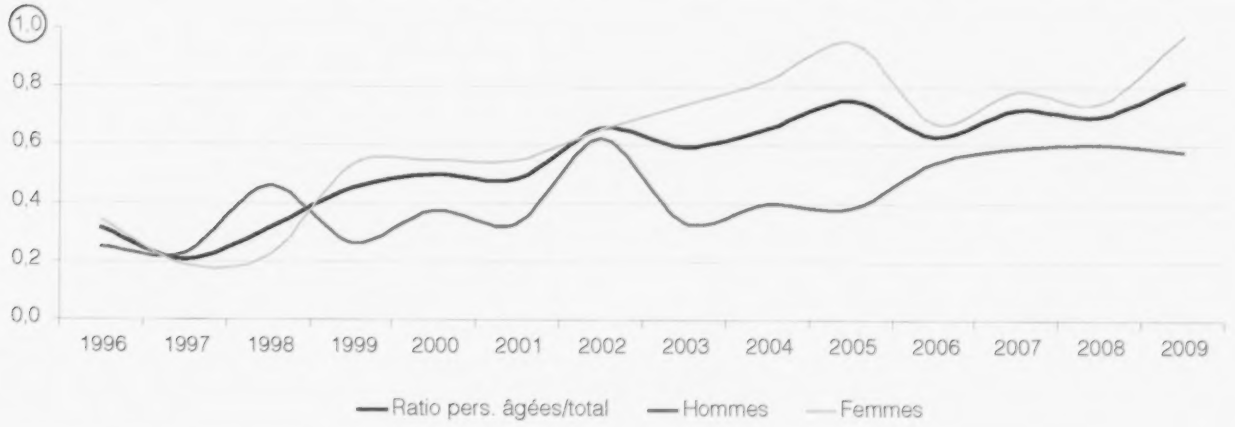
Figure 4 Ratio selon les SFR après impôts, Québec, 1976-2010



Note : L'année 1992 (ligne noire verticale) est l'année où le ratio pour l'ensemble des aînés n'a plus retraversé la barre du 1.
Source : Statistique Canada, *Le revenu au Canada, 1976-2010*.
Compilation : Ministère de l'Emploi et de la Solidarité sociale.

4. Un autre ratio, complémentaire celui-là, aurait pu être calculé en rapportant le taux des personnes âgées en situation de pauvreté sur le taux des personnes de 0 à 64 ans en situation de pauvreté, soit le total excluant les personnes âgées. Des contraintes de temps et d'accès aux données ne nous ont pas permis de le faire, mais en dehors de l'ordre de grandeur, l'évolution aurait été apparentée.

Figure 5 Ratio selon la MFR après impôts, Québec, 1996-2009

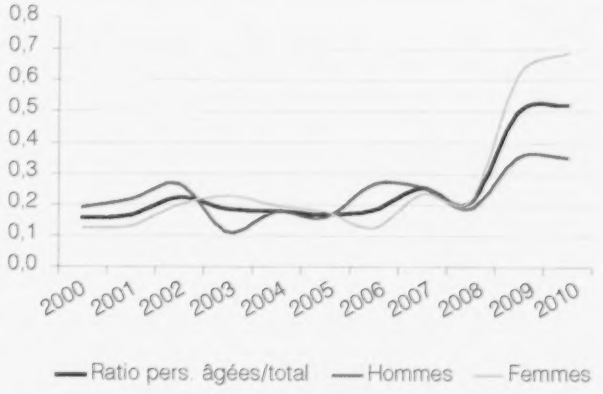


Sources : Statistique Canada, *Enquête sur la dynamique du travail et du revenu* et *Enquête sur les finances des consommateurs*, fichiers maîtres.

Compilation : Institut de la statistique du Québec et Ministère de l'Emploi et de la Solidarité sociale.

Selon la MPC enfin, de 2000 à 2010, le ratio s'est toujours situé sous la barre du 1, sans distinction nette cette fois entre les hommes et les femmes, le ratio des femmes âgées étant parfois au-dessus de celui des hommes âgés, parfois au-dessous. La hausse soudaine de 2009 semble s'appliquer toutefois davantage aux femmes qu'aux hommes et se poursuit en 2010 (figure 6).

Figure 6 Ratio selon la MPC (base 2008), Québec, 2000-2010



Source : Statistique Canada, *Le revenu au Canada, 1976-2010*.

Compilation : Ministère de l'Emploi et de la Solidarité sociale.

Comparaison des taux

En rafale, le tableau 4 et les trois figures qui suivent permettent d'illustrer l'évolution des taux selon les trois mesures pour l'ensemble des personnes âgées, pour les personnes âgées dans les familles économiques et pour les personnes âgées seules.

Pour **l'ensemble des personnes âgées**, le portrait de la pauvreté au Québec est équivoque, si l'on compare les trois mesures pour la même période (tableau 4 et figure 7) :

- selon les SFR, les taux sont élevés, mais en décroissance continue;
- selon la MFR, les taux sont moyens, mais en faible croissance;
- selon la MPC, les taux sont faibles, mais une hausse soudaine est apparue avec les deux dernières années.

Tableau 4 **Taux de faible revenu des personnes de 65 ans et plus, des personnes âgées dans les familles économiques et des personnes âgées seules, selon la MPC (base 2008), la MFR après impôts et les SFR après impôts, Québec, 2000-2010**

Personnes âgées	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
	%										
Mesure du panier de consommation (MPC)	1,8*	1,9*	2,3*	1,7*	1,5*	1,5*	1,6*	2,0*	1,9*	4,5*	4,9*
Mesure de faible revenu (MFR)	5,3*	5,0	7,2	6,3	6,8	8,3	6,8	7,5	7,3	8,5	..
Seuils de faible revenu (SFR)	12,1	10,6	11,8	10,3	9,3	10,4	9,3	8,4	8,8	7,3	8,2
Personnes âgées dans des familles économiques											
Mesure du panier de consommation (MPC)	1,3*	0,9*	2,2*	1,3*	1,2*	1,2*	1,2*	1,6*	1,1*	1,3*	2,6*
Seuils de faible revenu (SFR)	2,7*	2,0*	3,5*	2,2*	2,1*	1,5*	1,7*	1,8*	1,3*	0,7*	1,5*
Personnes âgées seules											
Mesure du panier de consommation (MPC)	2,8*	4,1*	2,6*	2,6*	2,3*	2,2*	2,6*	2,8*	3,3*	11,5*	9,8*
Seuils de faible revenu (SFR)	33,0	29,5	28,5	26,8	24,1	28,6	25,2	21,6	23,7	21,7	22,3

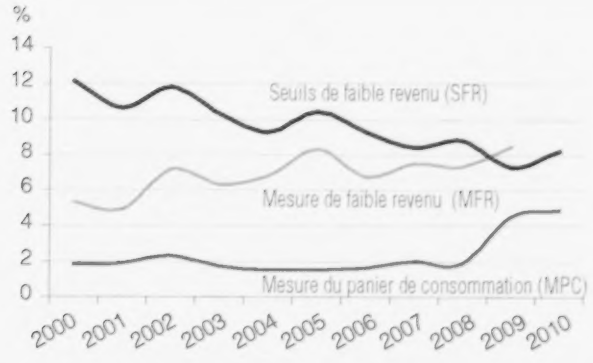
* À interpréter avec prudence, coefficient de variation > 16,6 % et <= 33,3 %.

Note : Les données de la MFR pour les personnes âgées dans les familles économiques ne sont toutefois pas comparables avec les autres puisqu'elles portent sur les familles plutôt que sur les personnes dans les familles; celles de la MFR sur les personnes âgées seules ne le sont pas davantage puisqu'elles portent sur les personnes seules vivant seules, donc les ménages d'une personne.

Sources : Statistique Canada, *Le revenu au Canada, 1976-2010* et *Enquête sur la dynamique du travail et du revenu*, fichiers maîtres.

Compilation : Institut de la statistique du Québec et Ministère de l'Emploi et de la Solidarité sociale.

Figure 7 **Taux de faible revenu des personnes âgées selon la MPC (base 2008), la MFR après impôts et les SFR après impôts, Québec, 2000-2010**



Sources : Statistique Canada, *Le revenu au Canada, 1976-2010*, *Enquête sur la dynamique du travail et du revenu* et *Enquête sur les finances des consommateurs*, fichiers maîtres.

Compilation : Ministère de l'Emploi et de la Solidarité sociale.

Pour les **personnes âgées dans les familles économiques** cette fois, les tendances sont les suivantes (tableau 4 et figure 8)[5] :

- selon les SFR, les taux sont plus élevés que ceux de la MPC jusqu'en 2009 et en décroissance;
- selon la MPC, les taux sont plus faibles que ceux des SFR jusqu'en 2009, année où une hausse soudaine est apparue.

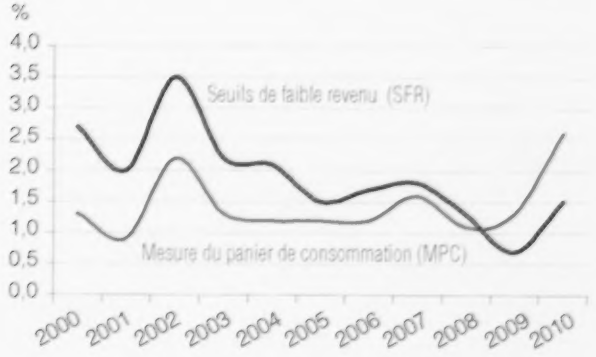
Pour les **personnes âgées seules** enfin, ces tendances peuvent être observées (tableau 4 et figure 9)[6] :

- selon les SFR, les taux sont plus élevés que ceux de la MPC et en décroissance continue;
- selon la MPC, les taux sont plus faibles que ceux des SFR, mais une hausse est apparue avec les deux dernières années.

5. Les données de la MFR dans ce cas-ci ne sont toutefois pas comparables avec les autres puisqu'elles portent sur les familles plutôt que sur les personnes dans les familles.

6. Les données de la MFR dans ce cas-ci ne sont toutefois pas comparables avec les autres puisqu'elles portent sur les personnes seules vivant seules, donc les ménages d'une personne.

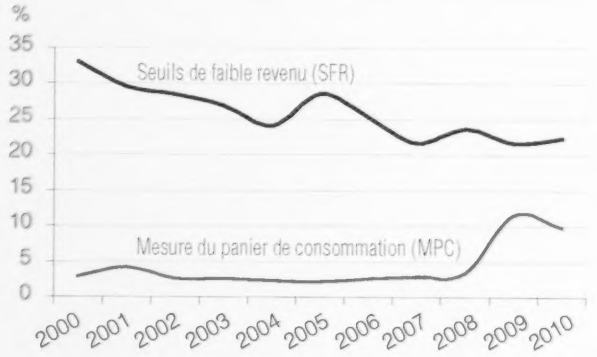
Figure 8 Taux de faible revenu des personnes âgées dans les familles économiques selon la MPC (base 2008) et les SFR après impôts, Québec, 2000-2010



Sources : Statistique Canada, *Le revenu au Canada, 1976-2010*, *Enquête sur la dynamique du travail et du revenu* et *Enquête sur les finances des consommateurs*, fichiers maîtres.

Compilation : Ministère de l'Emploi et de la Solidarité sociale.

Figure 9 Taux de faible revenu des personnes âgées seules selon la MPC (base 2008) et les SFR après impôts, Québec, 2000-2010



Sources : Statistique Canada, *Le revenu au Canada, 1976-2010*, *Enquête sur la dynamique du travail et du revenu* et *Enquête sur les finances des consommateurs*, fichiers maîtres.

Compilation : Ministère de l'Emploi et de la Solidarité sociale.

ANALYSE

Parmi les facteurs auxquels on réfère le plus souvent pour tenter de mieux comprendre le phénomène, on note :

- les questionnements sur les mesures elles-mêmes, leur portée et leurs limites;
- la validité statistique parfois restreinte des estimations en raison notamment de la taille des échantillons;
- les « effets de seuil », dans le cas notamment où les pensions de sécurité de la vieillesse (PSV) et le supplément de revenu garanti (SRG), souvent les seuls revenus pour les aînés les plus pauvres, frôlent les seuils de faible revenu.

Indicateurs de faible revenu, portée et limites

Seuils de faible revenu (SFR)

En guise d'indicateur de tendance, celui basé sur les seuils de faible revenu (SFR) de Statistique Canada ne pose pas de problème. Il est contestable dans le cadre des comparaisons interprovinciales, mais puisque nous nous en tenons ici à l'évolution à l'intérieur du Québec seulement, il nous permet de constater que la situation des aînés s'est considérablement améliorée au cours de la période à l'étude.

Avant 1992 en effet, le fait d'être une personne âgée pouvait constituer un facteur d'entrée en situation de faible revenu (certains ont pu dire que la vieillesse était « synonyme de pauvreté »), surtout quand on sait qu'en 1978 par exemple, selon les SFR, il pouvait y avoir 2,4 fois plus de faible revenu chez les aînés que pour l'ensemble de la population (32,7 % contre 13,6 %). Cet écart n'a cessé de s'amenuiser au fil des ans, au point où la

situation semble s'être inversée selon tous les indicateurs recensés. En effet, pour peu qu'on accepte que le faible revenu constitue un indicateur de pauvreté, le lien entre la pauvreté et la vieillesse n'est plus ce qu'il a déjà été. Cela ne couvre pas toutes les dimensions de la pauvreté (isolement social, etc.), mais sur le plan financier, la situation est plus favorable aujourd'hui qu'elle ne l'a déjà été dans un passé récent, du moins pour une grande majorité des personnes âgées.

Pour revenir à la tendance, une validation supplémentaire nous est fournie à l'aide d'un autre indicateur, même s'il ne porte pas sur la même période (disponible de 1990 à 2009). Dans la base de données *Éco-Santé Québec* (2011), on présente l'indicateur de la proportion de la population de 65 ans et plus bénéficiant du supplément de revenu garanti (SRG) maximum, durant un mois donné, sur la population de 65 ans et plus recevant une pension de sécurité de la vieillesse (PSV). Cette proportion est ainsi passée de 11,3 % en 1990 à 4,1 % en 2009, soit une baisse continue au cours de cette période (tableau 5).

L'indicateur n'est pas à toute épreuve, puisque nous ne disposons pas d'un taux sur l'ensemble de la population, seulement sur l'ensemble des bénéficiaires de la PSV. Mais cela demeure une bonne indication puisque la PSV est à caractère universel, même s'il faut en faire la demande. Aussi, le régime fiscal commence à en récupérer une partie avec des revenus de 67 668 $ et en récupère la totalité avec des revenus de 110 123 $ en 2011. Il ne s'agit donc pas du taux des aînés les plus pauvres sur l'entièreté de la population des aînés, mais sur une partie appréciable de cette population.

L'indicateur permet ainsi de valider un ordre de grandeur des personnes âgées les plus pauvres, le SRG maximum étant octroyé en plus de la PSV à ceux et celles qui ne disposent d'aucun autre revenu de retraite, un signe qu'il y a de moins en moins de personnes dans cette situation. À défaut d'obtenir une confirmation du taux, on peut néanmoins y voir une confirmation de la baisse tendancielle observée avec les SFR.

Mesure de faible revenu (MFR)

La mesure de faible revenu (MFR), fondée sur la médiane des revenus, traduit presque davantage les inégalités que la pauvreté. En effet, sans être à proprement parler une mesure des inégalités, elle peut être plus révélatrice des inégalités que de la pauvreté. Aussi, avec la MFR, un déplacement de la médiane vers le haut peut être le signe d'un enrichissement de la société, ce qui laisse plus de gens en situation relative de faible revenu. Cette mesure est caractérisée par un paradoxe connu, elle peut être à la hausse avec un enrichissement de la société et à la baisse avec un appauvrissement. Est-ce bien ce qu'on observe ici, tant avec l'évolution des taux qu'avec celle des ratios (figures 2 et 5)? La mesure étant purement relative, l'enrichissement connu au cours de ces années pourrait avoir laissé plus de personnes en situation de faible revenu. Chose certaine, la mesure ne permet pas de constater le fait que les besoins de base sont couverts ou non.

Tableau 5 Population de 65 ans et plus bénéficiant du supplément de revenu garanti (SRG) maximum, durant un mois donné, sur la population de 65 ans et plus recevant une pension de sécurité de la vieillesse (PSV) durant le même mois, Québec, 1990-2009

	%		%
1990	11,3	2000	6,5
1991	10,1	2001	6,0
1992	9,5	2002	5,4
1993	9,3	2003	5,4
1994	9,3	2004	5,2
1995	8,9	2005	5,1
1996	8,0	2006	4,9
1997	7,2	2007	4,6
1998	6,9	2008	4,3
1999	6,8	2009	4,1

Source : Institut de recherche et documentation en économie de la santé, *Éco-Santé Québec 2011*

Mesure du panier de consommation (MPC)

Même s'il existe un arbitraire dans la composition du panier, nous savons que la mesure du panier de consommation permet de tenir compte du coût de la vie. Elle permet d'observer des taux de faible revenu chez les personnes âgées plutôt ténus tout au long de cette période, mais avec une remontée soudaine les deux dernières années. Sur la hauteur du taux et du ratio, on pourrait être tenté de conclure à la maigre incidence du faible revenu chez les aînés. On pourrait aussi conclure que les personnes âgées sont proportionnellement moins affectées par le faible revenu que l'ensemble de la population. Ces conclusions commandent toutefois deux réserves (figures 3 et 6) : la première concerne cette indication sur le fait que

les données doivent être interprétées avec prudence et la seconde consiste à savoir si la remontée de 2009 et 2010 est ou non statistiquement significative.

Validité statistique

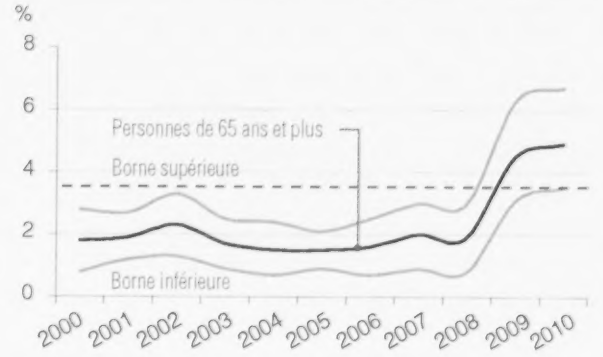
Selon les règles de publication de Statistique Canada, il importe de tenir compte du coefficient de variation (CV), soit l'erreur type estimée exprimée en pourcentage de l'estimation. En effet, la validité de l'estimation repose sur le nombre de répondants dans l'échantillon, et il arrive qu'il diminue considérablement dans certaines des sous-catégories (ex. : hommes âgés seuls en situation de faible revenu), influençant directement le coefficient de variation. Dans le cas des personnes âgées, du seul fait qu'elles sont moins nombreuses, les données pour ce groupe d'âge sont soumises à plus d'erreurs d'estimation.

Dans le cas qui nous intéresse, toutes les données qui concernent la mesure du faible revenu des personnes âgées, quel que soit l'indicateur retenu, sont pour la très grande majorité caractérisées par des coefficients de variation qui exigent une interprétation avec prudence. Elles permettent d'avoir une estimation acceptable de la réalité, bien que se situant à la limite de la validité statistique. Une illustration plus détaillée en est fournie avec l'exemple de la MPC, les données pour toutes les personnes sont fournies sans restriction, mais toutes celles qui concernent les personnes âgées doivent être interprétées avec prudence.

Intervalles de confiance

Il pourrait arriver également qu'en plus des coefficients de variation, les intervalles de confiance se chevauchent, notamment à l'examen des différences entre deux années ou entre deux populations. Ces différences pourraient ne pas être statistiquement significatives. Dans le cas précis de la hausse soudaine de 2009 et 2010 avec la MPC, les limites inférieures de l'intervalle de confiance pour ces deux années, qui se situent respectivement à 3,1 % et à 3,5 %, se retrouvent au-dessus de la limite supérieure de cet intervalle pour les années qui précèdent (figure 10). C'est ce qui permet de conclure que cette hausse de 2009 et 2010 est significativement différente

Figure 10 Taux de faible revenu des personnes âgées selon la MPC, bornes supérieure et inférieure des intervalles de confiance, Québec, 2000-2010



Note : La ligne noire horizontale correspond à la borne inférieure de 2010, qui ne chevauche pas la borne supérieure des années antérieures.

Sources : Statistique Canada, *Le revenu au Canada, 1976-2010*. Institut de la statistique du Québec (2012).

Compilation : Ministère de l'Emploi et de la Solidarité sociale.

de la tendance observable depuis plusieurs années. La hausse soudaine peut donc être considérée comme un signal d'une réelle augmentation – une alerte en quelque sorte, puisqu'on ne peut invoquer le chevauchement des intervalles de confiance.

Effets de seuil

Lorsque le cumul des pensions de sécurité de la vieillesse (PSV) et du supplément de revenu garanti (SRG) frôle les seuils de faible revenu, il suffit d'un léger déficit par rapport au seuil pour que les taux grimpent considérablement et inversement, d'un léger surplus par rapport au seuil pour que les taux chutent considérablement. Par conséquent, les variations brusques sont toujours suspectes, elles n'indiquent pas toujours des changements de tendance.

Cet effet de seuil peut être illustré par le cumul des pensions de sécurité de la vieillesse (PSV) et du supplément de revenu garanti (SRG), de 2005 à 2011. Le cumul peut être comparé aux seuils pour une personne seule de la MPC de Montréal[7], de la MFR après impôt et des SFR pour une

7. La MPC de Montréal a été retenue ici en raison du fait qu'elle concerne près de la moitié de la population du Québec.

Tableau 6 Seuils du cumul de la pension de sécurité de la vieillesse (PSV) et du supplément de revenu garanti (SRG) pour une personne, additionnés de certains crédits, seuils de la MPC, de la MFR et des SFR pour une personne, écart et taux de couverture, Québec, 2005-2011

	Unité	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
PSV-SRG	$	12 489	13 011	13 465	13 759	14 034	14 076	14 708
Crédits*	$	606	625	641	652	667	671	803
TOTAL	$	13 095	13 636	14 106	14 411	14 701	14 747	15 511
MPC Montréal	$	13 347	13 763	13 768	14 279	15 099	15 209	15 513
Écart		−252	−126	338	133	−398	−462	−2
Taux de couverture	%	98,1	99,1	102,5	100,9	97,4	97,0	100,0
MFR API Qc	$	14 614	14 888	15 795	16 278	16 859	17 196	17 540
Écart	$	−1 519	−1 251	−1 690	−1 866	−2 158	−2 449	−2 029
Taux de couverture	%	89,6	91,6	89,3	88,5	87,2	85,8	88,4
SFR 500 000	$	17 230	17 568	17 954	18 373	18 421	18 759	19 134
Écart	$	−4 135	−3 932	−3 848	−3 962	−3 720	−4 012	−3 623
Taux de couverture	%	76,0	77,6	78,6	78,4	79,8	78,6	81,1

* Incluant le crédit TPS (basé sur le revenu de l'année précédente), le crédit TVQ et le crédit pour personne vivant seule. En 2011, les crédits du Québec sont devenus le Crédit d'impôt pour la solidarité (CIS). Les seuils de 2010 et 2011 de la MFR ont été indexés de 2 % et ceux de 2011 des deux autres mesures également de 2 %.

Sources : Régie des rentes du Québec (2012).
Ministère de l'Emploi et de la Solidarité sociale (2012).

Compilation : Ministère de l'Emploi et de la Solidarité sociale.

région de plus de 500 000 habitants. On observe en effet que ce cumul, auquel nous avons ajouté les principaux crédits[8], dans le cas seulement de la MPC de Montréal, permet de se situer certaines années légèrement sous les seuils, en déficit par rapport au seuil, et légèrement au-dessus des seuils d'autres années (tableau 6). Ces légères variations peuvent avoir un impact appréciable sur les taux, occasionnant des variations cycliques où les tendances sont moins faciles à saisir. Ainsi, cela pourrait être un facteur à considérer pour expliquer la hausse soudaine de 2009 avec la mesure du panier de consommation.

CONCLUSION

Sur une longue période, la tendance à la baisse du faible revenu chez les personnes âgées peut être observée, comme en témoigne l'évolution des taux selon les SFR entre 1976 et 2010. Cela peut être validé également avec l'évolution du taux de ceux et celles qui reçoivent le supplément de revenu garanti (SRG) maximum, durant un mois donné, par rapport à la population de 65 ans et plus recevant une pension de sécurité de la vieillesse (PSV).

L'amélioration de la situation relative des personnes âgées en situation de pauvreté par rapport à l'ensemble des personnes peut aussi être observée, comme en témoigne l'évolution des ratios, sauf pour les femmes avec les SFR (ratios légèrement au-dessus de 1). La situation des femmes âgées en situation de pauvreté accuse sans doute un retard du fait qu'elles ont été moins nombreuses et moins longtemps sur le marché du travail, ne bénéficiant pas par conséquent d'une rente de retraite aussi élevée que celle des hommes.

8. Sauf celui du crédit d'impôt foncier, donnée non disponible pour plusieurs des années, un crédit qui n'était toutefois pas accordé à toutes les personnes.

Avec la MFR, les tendances sont plus difficiles à se confirmer, souvent en raison de la faible validité statistique des estimations, surtout dans les sous-groupes, y compris du fait qu'elle peut être plus révélatrice des inégalités que de la pauvreté.

À plus court terme, avec la MPC, l'effet de seuil pourrait être une explication à retenir pour la hausse soudaine observable de 2009 et 2010. Cette hausse aurait pu aussi être reliée au fait que les intervalles de confiance se chevauchent, mais nous avons pu vérifier que ce n'est pas le cas.

En dehors des considérations proprement financières, la question de la pauvreté chez les aînés n'est pas épuisée, loin de là. Nous ne nous sommes pas attardés ici aux autres dimensions de la pauvreté ou de l'exclusion, telles que l'isolement social, les conditions de logement, l'accès aux soins de santé, le handicap mental ou physique, relevées notamment à l'occasion de la consultation sur les conditions de vie des aînés menée en 2007 par les coprésidents Sheila Goldbloom et Réjean Hébert (Gagnon et Savoie, 2008). Il s'agit de pistes de recherche, parfois déjà couvertes (en tout ou en partie), le plus souvent à explorer ou à approfondir davantage. La recherche sur ces réalités demeure encore par conséquent tout à fait indispensable afin de mieux les circonscrire et de mieux les comprendre.

RÉFÉRENCES

CENTRE D'ÉTUDE SUR LA PAUVRETÉ ET L'EXCLUSION (CEPE) (2009). *Prendre la mesure de la pauvreté. Proposition d'indicateurs de pauvreté, d'inégalités et d'exclusion sociale afin de mesurer les progrès réalisés au Québec*, Avis au ministre, avril, 75 p., [En ligne]. [www.cepe.gouv.qc.ca/publications/pdf/Avis_CEPE.pdf].

CENTRE D'ÉTUDE SUR LA PAUVRETÉ ET L'EXCLUSION (CEPE) (2011). *La pauvreté, les inégalités et l'exclusion sociale au Québec : vers l'horizon 2013, État de situation 2011*, Centre d'étude sur la pauvreté et l'exclusion (CEPE), novembre, 74 p., [En ligne]. [www.cepe.gouv.qc.ca/publications/pdf/CEPE_Etat_situation_2011.pdf].

COMITÉ CONSULTATIF DE LUTTE CONTRE LA PAUVRETÉ ET L'EXCLUSION SOCIALE (CCLP) (2010). *Vieillir seul, les répercussions sur la pauvreté et l'exclusion sociale*, Québec, 44 p., [En ligne]. [www.cclp.gouv.qc.ca/publications/pdf/CCLP_Avis_Vieillir_seul.pdf].

CONSEIL DES AÎNÉS (2007). *Mémoire présenté à la consultation publique sur les conditions de vie des personnes aînées*, Québec, 21 p.

GAGNON, Lucie et Annie SAVOIE (2008). *Préparons l'avenir avec nos aînés : rapport de la consultation publique sur les conditions de vie des aînés*, sous la présidence de Sheila Goldbloom et Réjean Hébert, Québec, Secrétariat aux aînés, Ministère de la famille et des aînés, 161 p., [En ligne]. [www.bibliotheque.assnat.qc.ca/01/mono/2008/03/964435.pdf].

INSTITUT DE LA STATISTIQUE DU QUÉBEC (2012). [En ligne]. [www.stat.gouv.qc.ca/donstat/societe/famls_mengs_niv_vie/revenus_depense/revenus/mod1_p_1_8_13_0.xls].

INSTITUT DE RECHERCHE ET DOCUMENTATION EN ÉCONOMIE DE LA SANTÉ (IRDES) (2011). *Éco-Santé Québec 2011*, [En ligne]. [www.ecosante.fr/index2.php?base=QUEB&langh=FRA&langs=FRA].

MINISTÈRE DE L'EMPLOI ET DE LA SOLIDARITÉ SOCIALE (2012). Direction des politiques de prestations, communication de M. François Roussin.

RÉGIE DES RENTES DU QUÉBEC (2012). Communication de M. Denis Carbonneau.

STATISTIQUE CANADA. *Le revenu au Canada, 1976-2010*. [En ligne]. [www.statcan.gc.ca/pub/75-202-x/2010000/tbl-fra.htm].

STATISTIQUE CANADA. *Enquête sur la dynamique du travail et du revenu* (EDTR), fichiers maîtres, compilations de l'Institut de la statistique du Québec, [En ligne]. [www.statcan.gc.ca/pub/75f0011x/75f0011x2012001-fra.htm].

STATISTIQUE CANADA. *Enquête sur les finances des consommateurs* (EFC), fichiers maîtres, compilations de l'Institut de la statistique du Québec, [En ligne]. [www23.statcan.gc.ca:81/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&SDDS=352&lang=fr&db=imdb&adm=8&dis=2].

LES RÉSEAUX SOCIAUX ET D'ENTRAIDE

131 Impact de la diversification des trajectoires familiales sur les échanges intergénérationnels

147 Les mutations démographiques de la famille et leurs répercussions sur l'entourage des personnes âgées au Canada

157 Pour la majorité des aînés vivant à domicile : des réseaux sociaux encore très actifs

IMPACT DE LA DIVERSIFICATION DES TRAJECTOIRES FAMILIALES SUR LES ÉCHANGES INTERGÉNÉRATIONNELS

France-Pascale Ménard et Céline Le Bourdais,
Université McGill[1]

Les transformations familiales des dernières décennies ont fortement modifié la structure et l'organisation des familles canadiennes, ainsi que la provision d'aide et de soins aux personnes âgées. Cette étude vise à estimer l'impact des transformations familiales sur le maintien des liens intergénérationnels et sur l'aide fournie aux personnes âgées. L'analyse repose sur une exploitation de l'*Enquête sociale générale* de Statistique Canada menée en 2007 auprès de Canadiens âgés de 45 ans et plus. Celle-ci a recueilli des informations sur l'aide informelle que les répondants ont reçue dans les douze mois précédant l'enquête en raison d'un problème de santé, sur les contacts qu'ils entretiennent avec chacun de leurs enfants, de même que sur l'ensemble de leur histoire conjugale et parentale. Les résultats tirés de régressions logistiques multinomiales montrent que le maintien des liens intergénérationnels et la réception d'aide sont largement tributaires de l'histoire familiale des individus.

Comme ailleurs dans le monde, la population canadienne vieillit. En 2011, la proportion de personnes âgées de 65 ans et plus au Canada était de 14,8 %. Les plus récentes projections de Statistique Canada estiment que cette proportion passerait à 20 % en 2031 et qu'elle constituerait le quart de la population en 2036, alors que toutes les cohortes de *baby-boomers*, nées entre 1946 et 1965, auront atteint l'âge de 65 ans. D'après ces projections, la plus forte croissance démographique d'ici les cinquante prochaines années toucherait les personnes âgées de 80 ans et plus (Statistique Canada, 2010). On notera que la plupart des personnes âgées de 65 ans et plus d'aujourd'hui sont relativement en bonne santé, ce qui leur permet de conserver leur autonomie, notamment en continuant de vivre dans un logement privé plutôt que collectif (Turcotte et Schellenberg, 2007). Cependant, le quart d'entre elles font face à des problèmes de santé chroniques pour lesquels elles ont besoin d'assistance. Cette proportion croît avec l'âge et touche près du tiers des personnes âgées de 75 ans et plus (Turcotte et Schellenberg, 2007). Le vieillissement progressif de la population pourrait donc accroître sensiblement la proportion de personnes âgées ayant besoin d'assistance et pose ainsi des défis importants, tant pour les familles que pour la société en général.

---

1. Les analyses ont été réalisées au Laboratoire du Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales (CIQSS) de l'Université McGill, ainsi qu'au Laboratoire du Centre local de données de recherche Carleton, Ottawa, Outaouais (CLDR COO) de l'Université d'Ottawa, lesquels procurent aux chercheurs un accès aux données détaillées de Statistique Canada; les opinions exprimées par les auteures n'engagent cependant qu'elles-mêmes. La recherche a bénéficié de l'appui financier du Fonds québécois de recherche sur la société et la culture (FQRSC), du Conseil de recherche en sciences humaines (CRSH) du Canada et de la Chaire de recherche du Canada « Statistiques sociales et changement familial » de l'Université McGill.

Au cours des prochaines décennies, les gouvernements devront trouver des moyens de limiter la croissance des dépenses en matière de services de santé et de services sociaux (Bolin, Lindgren et Lundborg, 2008; Cheal, 2002). On peut penser qu'ils chercheront à solliciter davantage la contribution de l'entourage familial et social, en particulier celle des membres de la famille, afin de combler les besoins grandissants liés au vieillissement de la population (Carrière et coll., 2006; Cranswick et Derrick, 2005; Fast et coll., 2004; Lafrenière et coll., 2003). Or, il serait illusoire de présumer que les réseaux informels seront en mesure de fournir plus d'assistance qu'ils ne le font présentement, étant donné les changements démographiques qui ont marqué les cinquante dernières années, telles la baisse de la fécondité et la hausse de l'instabilité conjugale (Carrière et Martel, 2003; Carrière et coll., 2006; Fast et coll., 2004; Putney et Bengtson, 2003; Vézina et coll., 2009). En effet, les générations d'hommes et de femmes du *baby-boom*, qui prendront leur retraite au cours des vingt prochaines années, ont vécu des trajectoires familiales très différentes de celles de leurs prédécesseurs. Non seulement elles ont été beaucoup plus nombreuses à connaître de multiples transitions conjugales, elles ont aussi eu moins d'enfants que les générations précédentes et une plus forte proportion d'entre elles sont demeurées sans enfant. De plus, elles ont été proportionnellement plus nombreuses à faire l'expérience de la vie en famille recomposée (Ménard et Le Bourdais, 2012).

Ces changements démographiques soulèvent de sérieuses préoccupations par rapport à l'aide informelle que les générations futures d'aînés pourront obtenir de leurs réseaux familiaux. Malgré le nombre imposant de travaux menés au Canada et ailleurs, les effets de la diversification des trajectoires familiales sur les liens et le soutien intergénérationnels demeurent incertains, la majorité des enquêtes disponibles ne permettant pas de prendre en compte l'ensemble des histoires conjugale et parentale que les individus ont connues (Bornat et coll., 1999; Glaser et coll., 2008). Dans le contexte actuel de vieillissement de la population, il devient crucial de chercher à mieux comprendre les effets des changements familiaux afin de fournir aux décideurs les paramètres leur permettant d'élaborer des politiques sociales appropriées aux besoins des personnes âgées de demain.

La présente étude vise à estimer l'impact des transformations familiales sur le maintien des liens intergénérationnels et sur l'aide fournie aux personnes âgées. L'analyse est rendue possible grâce au caractère novateur du cycle 21 de l'*Enquête sociale générale* (ESG) de Statistique Canada qui a recueilli des données sur l'aide obtenue par les répondants âgés de 45 ans et plus et sur les histoires parentale et conjugale qu'ils ont connues. Les liens intergénérationnels sont mesurés en fonction de la fréquence des contacts que les parents entretiennent avec leurs enfants, laquelle constitue en soi une forme de soutien (Glaser et coll., 2008; Kalmjin, 2007). Pour cette raison, l'analyse est restreinte aux répondants avec enfants qui ont déjà vécu en couple[2].

REVUE DE LA LITTÉRATURE

L'aide aux aînés

Les recherches portant sur le vieillissement de la population ainsi que sur les liens intergénérationnels et les réseaux d'entraide font ressortir le rôle primordial que jouent les membres de la famille auprès des personnes âgées. L'aide aux aînés, qu'elle soit de nature formelle ou informelle, touche à plusieurs dimensions – sociale, médicale et émotionnelle – de la vie des individus (Richards, 2002). La dimension sociale recouvre l'appui fourni pour remplir les tâches de la vie courante (aussi appelée aide instrumentale), comme faire l'épicerie, le ménage, la cuisine ou encore les courses; elle englobe également l'aide aux soins personnels, tel le fait d'aider la personne à faire sa toilette et à s'habiller. La dimension médicale comprend l'administration de soins médicaux de même que la planification des rendez-vous médicaux. Enfin, la dimension émotionnelle renvoie au fait de tenir compagnie à la personne âgée ou encore simplement de lui téléphoner pour vérifier si tout va bien[3] (Richards, 1995, 2002).

2. Le faible nombre de répondants dans l'échantillon de départ qui ont eu des enfants, mais n'ont connu aucune union (58 répondants dont la majorité sont des femmes), empêche de les étudier de façon séparée.

3. Ces trois dimensions sont évidemment complémentaires puisque le soutien émotionnel accompagne souvent les soins médicaux et sociaux.

L'aide informelle aux aînés provient essentiellement du réseau d'entraide constitué du conjoint, des enfants, des frères et sœurs, des amis et autres connaissances, alors que l'aide formelle est fournie soit par des professionnels du secteur de la santé, soit par des bénévoles (Carrière et coll., 2006; Richards, 1995). Les liens familiaux constituent l'essentiel des réseaux d'entraide (Cranswick et Dosman, 2008; Fast et coll., 2004; Ménard et Le Bourdais, 2011; Turcotte et Schellenberg, 2007). De plus, la majeure partie de l'aide prodiguée aux aînés l'est par un aidant en particulier, le plus souvent le conjoint ou encore une fille adulte (Connidis, 2001; McGarry, 1998; Shuey et coll., 2003). En l'absence d'un conjoint ou d'enfants, les frères et sœurs, les autres membres de la parenté ou des personnes appartenant au même réseau social peuvent combler les besoins d'aide requise (Connidis, 2001; Fast et coll., 2004). On estime que plus des deux tiers des Canadiens âgés qui recevaient de l'assistance en 1996 ont été soutenus par leur réseau d'entraide informel et que ce réseau a fourni près des trois quarts des heures d'aide prodiguée (Lafrenière et coll., 2003). De plus, près du tiers d'entre eux ont également reçu de l'aide formelle (Carrière et coll., 2006)[4].

Liens et échanges intergénérationnels

Les motivations pour entretenir des liens et des échanges entre membres de la famille sont variées : elles peuvent être guidées par l'altruisme, les normes d'obligations familiales ou encore par la réciprocité (Bengston, 2001; Bianchi et coll., 2008; Billari et Liefbroer, 2008). Le paradigme de la réciprocité suggère que les liens familiaux soient basés sur des principes économiques d'utilité et de maximisation du bien-être et que l'aide fournie aux parents âgés dépende des transactions et échanges passés et à venir (Bianchi et coll., 2008; Ganong et Coleman, 2006). Ces échanges peuvent s'effectuer sous forme de transferts ou de prêts d'argent, de garde d'enfants et d'aide sociale, médicale ou émotionnelle (Dandurand et Saillant, 2005). Le paradigme de l'altruisme suggère plutôt que les liens familiaux soient soutenus par des motivations visant à assurer le bien-être de l'autre sans nécessairement espérer recevoir quelque avantage en retour (Bianchi et coll., 2008).

Un concept relié en quelque sorte à l'altruisme est celui des normes d'obligations familiales[5]. Ces normes, fortement hiérarchisées, mettent en évidence le fait que les liens familiaux sont généralement plus forts que les autres formes de liens, cette hiérarchie allant de la famille proche (conjoint, parents, enfants, frères et sœurs) à la famille élargie (oncles, tantes et cousins) (Nock, Kingston et Holian, 2008). Le lien d'obligation filiale peut être altéré par la séparation ou le divorce des parents qui viennent bouleverser la vie familiale et occasionnent fréquemment la réduction des contacts ou des échanges entre un parent et son enfant (Daatland, 2007; Furstenberg, Hoffman et Shrestha, 1995; Kalmijn, 2007; Stuifbergen, van Delden et Dykstra, 2008; Swiss et Le Bourdais, 2009). Les études antérieures ont montré que la séparation des parents influe sur le niveau d'aide qui leur est ultérieurement apportée pendant la vieillesse (Daatland, 2007; Furstenberg, Hoffman et Shrestha, 1995; Ganong et Coleman, 1999; Pezzin et Schone, 1999; Shapiro et Conney, 2007). La séparation affecte plus fortement les pères que les mères, plus enclines à assumer la garde des enfants (Daatland, 2007; Kalmijn, 2007). Cet effet est d'autant plus marqué lorsque la séparation arrive tôt dans la vie des enfants (Furstenberg, Hoffman et Shrestha, 1995; Shapiro et Conney, 2007). Par ailleurs, d'autres auteurs ont observé que les parents séparés ne se distinguaient pas nécessairement des parents veufs en regard de l'aide reçue de la part de leurs enfants (Glaser et coll., 2008).

La dissolution de l'union parentale peut être suivie par la remise en union de l'un ou des deux parents biologiques ou adoptifs, et ainsi mener à la création d'une famille recomposée au sein de laquelle s'ajoutent parfois de nouveaux enfants, complexifiant du coup les liens entre générations de parents et d'enfants (Pezzin et Schone, 1999). Les recherches ont montré que même lorsque les liens familiaux entre les membres des familles recomposées se maintiennent à long terme, ces liens tendent à être moins étroits sur le plan des obligations familiales que ne le sont les liens biologiques (ou adoptifs) (Bornat et coll., 1999). La présence d'enfants par alliance dans le réseau familial ne signifie pas nécessairement l'arrivée d'un aidant additionnel pour l'avenir. D'une part, les

4. Le réseau formel est plutôt perçu comme complémentaire au réseau informel (Armi, Guilley et Lalive d'Epinay, 2008; Bolin, Lindgren et Lundborg, 2008; Lafrenière et coll., 2003; Larsson et Silverstein, 2004).

5. Ces normes consistent en des ensembles de règles prescrites et acceptées culturellement qui dictent la manière de se comporter entre les membres d'une même famille (Ganong et Coleman, 1999; Ganong et Coleman, 2006).

enfants par alliance sont moins enclins à fournir de l'aide au conjoint de leur parent que les enfants biologiques ou adoptifs (Furstenberg, Hoffman et Shrestha, 1995; Coleman et coll., 2005; Pezzin et Schone, 1999). D'autre part, il appert que les parents biologiques qui se sont remis en couple reçoivent eux-mêmes moins d'aide de leurs enfants que ceux qui sont demeurés en union avec le parent de ces derniers (Kalmijn, 2007; Stuifbergen, van Delden et Dykstra, 2008).

Les réseaux d'entraide et l'aide aux aînés

Les recherches qui ont porté sur l'aide fournie aux aînés ont montré que les caractéristiques des réseaux d'entraide influencent la quantité d'aide reçue de même que le type de soins obtenus (Fast et coll., 2004). Ainsi, les aînés qui ont des réseaux de taille réduite (une ou deux personnes), composés essentiellement d'amis ou de connaissances et dont les membres sont dispersés, sont plus à risque de ne pas obtenir l'aide suffisante (Fast et coll., 2004; Cranswick et Thomas, 2005). De même, les personnes âgées qui vivent avec un conjoint ont plus de chances d'obtenir de l'aide informelle uniquement des membres de leur famille que celles qui sont divorcées, séparées ou qui n'ont jamais vécu en couple (Carrière et coll., 2006; Larsson et Silverstein, 2004; Martel et Légaré, 2001; Ménard et Le Bourdais, 2011). Elles ne disposent pas nécessairement pour autant d'un réseau d'entraide plus étendu que les personnes sans conjoint, celles-ci ayant pu investir dans d'autres types de relations familiales et sociales de soutien mutuel (Ménard et Le Bourdais, 2011). Les aînés qui sont restés sans enfants ont cependant moins de chances de recevoir de l'aide informelle que ceux qui ont des enfants (Carrière et coll., 2006; Dykstra, 2010; Larsson et Silverstein, 2004; Turcotte et Schellenberg, 2007), et ils ont davantage tendance à avoir des réseaux d'entraide de plus petite taille (Martel et Légaré, 2001; Ménard et Le Bourdais, 2011). La littérature montre que la présence plus que le nombre d'enfants est déterminante dans la provision d'aide aux parents âgés (Carrière et coll., 2006). En effet, les enfants de famille nombreuse ne sentent pas nécessairement une obligation de soutenir leurs parents âgés lorsqu'un ou plusieurs membres de leur fratrie s'en chargent déjà (Kalmijn et Saraceno, 2008; Richards, 2002; Stuifbergen, van Delden et Dykstra, 2008). Enfin, le statut conjugal des parents influence également la possibilité que les parents âgés obtiennent de l'aide de leurs enfants. Ainsi, les personnes âgées qui sont veuves ont généralement plus de chances de recevoir de l'aide de leurs enfants que celles qui sont mariées, divorcées ou séparées (Fontaine, Gramain et Wittner, 2007; Martel et Légaré, 2001;Shuey et Hardy, 2003; Stuifbergen, van Delden et Dykstra, 2008).

L'accès à l'aide informelle et la structure des réseaux d'entraide varient également en fonction du sexe de l'aîné, de son âge, de son état de santé, du type de soins qui lui sont nécessaires, de son statut socioéconomique, de ses origines ethniques et de la taille de la communauté à laquelle il appartient (Antonucci, Jackson et Biggs, 2007; Armi, Guilley et Lalive d'Epinay, 2008; Connidis, 2001; Shueyet Hardy, 2003). Les mères paraissent plus avantagées que les pères dans le maintien des liens intergénérationnels (Ganong et Coleman, 1999). De manière générale, les femmes âgées disposent d'un réseau d'entraide plus large que leurs homologues masculins et elles reçoivent de ce fait plus d'aide informelle que ces derniers (Armi, Guilley et Lalive d'Epinay, 2008; Broese van Groenou et coll., 2006; Martel et Légaré, 2001).

HYPOTHÈSES

La brève revue de la littérature que nous avons menée nous amène à formuler deux hypothèses. En premier lieu, nous postulons que la fréquence des contacts avec les enfants sera plus élevée parmi les parents ayant suivi un parcours familial plus traditionnel que parmi ceux qui ont connu plus d'une union, qui se sont séparés ou ont divorcé, ou qui ont vécu avec des enfants par alliance. Par parcours familial traditionnel, nous entendons les personnes qui n'ont connu qu'une seule union, une union toujours en cours ou qui s'est terminée par le veuvage, et qui ont des enfants biologiques ou adoptifs. Comme deuxième hypothèse, nous posons que les chances de recevoir de l'aide en cas de besoin, plus particulièrement de nature informelle, seront plus élevées chez les parents qui ont connu un parcours familial plus traditionnel. Pour ces deux hypothèses, nous nous attendons à ce que le fait d'avoir connu un parcours moins traditionnel exerce un effet plus marqué chez les pères que chez les mères, puisque les liens pères-enfants se trouvent plus fortement altérés que les liens mères-enfants à la suite d'une séparation parentale.

DONNÉES ET MÉTHODOLOGIE

Les données utilisées proviennent du cycle 21 de l'Enquête sociale générale (ESG) menée par Statistique Canada en 2007 auprès d'un échantillon de 23 404 Canadiens âgés de 45 ans et plus (9 986 hommes et 13 418 femmes)[6]. Le cycle 21 de l'ESG possède deux composantes : un sous-échantillon de répondants provenant du cycle 20 de l'ESG sur les transitions familiales qui ont été interviewés à nouveau en 2007 et un autre dont les répondants n'ont été interviewés qu'en 2007. Le cycle 21 porte plus spécifiquement sur la famille, le soutien social et la retraite. Il comprend un module sur les caractéristiques de l'aide formelle et informelle que les répondants ont reçue au cours des douze mois précédant l'enquête pour l'exercice d'une ou de plusieurs activités de la vie courante en raison d'un problème de santé chronique, ainsi que sur les caractéristiques plus générales du réseau d'entraide des répondants. Malheureusement, on ne peut distinguer si l'aide obtenue des membres de la famille provient du conjoint, des enfants, des frères et sœurs ou des parents.

Le cycle 21 a recueilli de façon rétrospective la chronologie des événements de la vie conjugale (nombre et type d'unions, dates et modalités d'entrée et de sortie d'union) et parentale (nombre, sexe et type d'enfants, dates de naissance et dates d'arrivée des enfants dans la vie des répondants pour les enfants adoptés et par alliance) que les répondants ont vécus jusqu'au moment de l'enquête. L'ESG a également collecté certaines informations sur les liens et les échanges intergénérationnels entre parents et enfants. Par exemple, on a demandé aux répondants de préciser la fréquence des contacts qu'ils entretiennent avec chaque enfant de même que la distance géographique qui les sépare. On leur a également demandé de manière globale s'ils avaient déjà fourni de l'aide financière à leurs enfants pour la poursuite de leurs études postsecondaires ou encore pour l'achat d'une voiture ou d'une maison. En outre, on leur a demandé s'ils avaient contribué à la garde de leurs petits-enfants. Malheureusement, les questions sur les liens et les échanges intergénérationnels n'ont été posées qu'aux répondants interviewés pour la première fois en 2007. Par conséquent, nous n'avons retenu que ce seul sous-échantillon qui comprend 12 567 répondants[7] âgés de 45 à 84 ans[8].

Nous avons eu recours à la régression logistique multinomiale afin d'identifier les facteurs familiaux qui influencent la fréquence des contacts des répondants avec leurs enfants et l'obtention et la nature de l'aide reçue. Les contacts, qu'ils s'effectuent en personne, par téléphone ou par courriel, sont qualifiés de « réguliers » s'ils sont entretenus au quotidien ou sur une base hebdomadaire avec au moins un enfant. Autrement, les contacts sont qualifiés « d'irréguliers ». L'aide reçue est dite « formelle » si les répondants n'ont reçu que de l'aide formelle, et elle est considérée « informelle » si les répondants n'ont obtenu que de l'aide informelle, ou encore s'ils ont reçu une combinaison d'aide informelle et formelle.

Le choix des variables indépendantes a été établi en fonction des résultats de recherches précédentes, de même que de certains tests statistiques (p. ex. : Pearson khi carré) effectués préalablement. Pour tenir compte de la vie conjugale et parentale des répondants, nous avons inclus : 1) le statut conjugal au moment de l'enquête et le nombre d'unions vécues (en couple [en union libre ou marié] et une seule union; en couple et deux unions ou plus; séparé [ou divorcé] et une seule union; séparé et deux unions ou plus; veuf); 2) le nombre et le type d'enfants (un seul enfant [biologique ou adoptif]; au moins deux enfants [biologiques ou adoptifs]; au moins un enfant par alliance)[9]; 3) le sexe des enfants (fils seulement; au moins une fille); de même que 4) l'âge du plus jeune enfant à la

6. L'échantillon établi par Statistique Canada est représentatif de la population canadienne vivant dans un ménage privé et résidant dans l'une des dix provinces canadiennes.

7. La taille des sous-échantillons varie en fonction des analyses effectuées. Pour les analyses portant sur la fréquence des contacts avec les enfants, un sous-échantillon de 7 700 répondants avec enfants et ayant connu au moins une union a été utilisé. Les répondants dont au moins un enfant de moins de 18 ans vivait encore avec les parents ont été exclus, le but étant d'étudier les liens parents-enfants devenus adultes. Quelques centaines de répondants dont l'information était manquante ou incomplète ont été également exclus. Les analyses portant sur l'aide reçue sont basées sur un sous-échantillon de 1 171 parents ayant eu besoin d'aide au cours des douze derniers mois en raison d'un problème de santé chronique.

8. La balise supérieure fixée à 84 ans vise à limiter les problèmes de mémoire et de sélectivité associés au grand âge, les personnes décédées ou placées en institution étant, par définition, écartées de l'enquête.

9. Trop peu de répondants ont déclaré n'avoir que des enfants par alliance pour autoriser l'établissement d'une catégorie à part. Seul le nombre d'enfants est pris en compte dans les régressions logistiques sur l'obtention et la nature de l'aide reçue puisque le nombre de répondants avec enfants par alliance est insuffisant.

séparation des parents[10] (toujours dans la même union parentale; séparation lorsque le plus jeune enfant avait moins de 18 ans; séparation lorsque le plus jeune enfant était âgé de18 ans ou plus). Les variables se rapportant aux échanges intergénérationnels comprennent: 1) la fréquence des contacts; 2) la proximité géographique qui facilite les échanges intergénérationnels (« proche » si au moins un enfant vit dans la même localité; « loin » autrement); 3) l'aide financière fournie aux enfants (ont fourni ou non de l'aide); et 4) l'aide aux petits-enfants (aucun petit enfant; pour ceux qui ont des petits-enfants, ont contribué on non à la garde de leurs petits-enfants).

Nous avons aussi introduit des variables portant sur le réseau familial et social des répondants, incluant le nombre de frères et sœurs (un(e) seul(e) frère ou sœur; deux ou plus), la fréquence des contacts des répondants avec les membres de leur parenté et leur proximité géographique. Les mêmes variables ont été incluses eu égard aux relations des répondants avec leurs amis. De fait, la fréquence des contacts et la proximité géographique des aînés avec l'ensemble des membres de leur réseau social peuvent influencer les chances qu'ils ont d'obtenir l'aide adéquate. Plusieurs autres variables de contrôle ont été introduites, telles que : 1) l'âge des répondants au moment de l'enquête (45 à 64 ans; 65 à 84 ans); 2) le besoin ou non d'aide[11]; 3) la perception subjective de leur état de santé (de médiocre à moyen; bon; très bon à excellent); 4) l'existence ou non de problèmes de mobilité; 5) le statut socioéconomique, mesuré en fonction de leur niveau d'éducation (études postsecondaires ou non) et du fait qu'ils sont propriétaires ou non de leur logement; 6) la région de résidence (au Québec ou ailleurs au Canada); et 7) la pratique religieuse (sur une base régulière, occasionnelle ou inexistante)[12].

RÉSULTATS

Le tableau 1 présente la répartition des femmes et des hommes en fonction des parcours conjugaux et parentaux suivis et fournit la taille et la composition des sous-échantillons analysés pour étudier la fréquence des contacts avec les enfants, la réception d'aide, ainsi que la nature de l'aide reçue[13]. Les résultats descriptifs dans la colonne « fréquence des contacts » indiquent qu'une majorité de répondants n'avaient connu qu'une seule union et étaient toujours en couple au moment de l'enquête. Cette proportion est plus élevée chez les hommes que chez les femmes (64,5 % contre 53,9 %) ; celles-ci sont cependant proportionnellement plus nombreuses à être séparées ou veuves. De plus, le pourcentage d'hommes en couple et ayant connu deux unions ou plus est supérieur à celui des femmes (20,0 % contre 15,8 %).

On remarque que les proportions de mères et de pères en couple et n'ayant déclaré qu'une seule union sont plus faibles dans les sous-échantillons ayant servi à analyser « l'aide reçue » et la « nature de l'aide » reçue que dans celui sur lequel repose l'examen de la « fréquence des contacts ». On y observe également des proportions plus importantes de répondants veufs. Ces différences tiennent en partie au fait que l'âge médian des répondants qui ont eu besoin d'aide est un peu plus élevé que celui des répondants avec enfants (qui ont eu ou non besoin d'aide) (61,5 ans contre 62,3 ans) (données non illustrées) et que la prévalence du veuvage augmente avec l'âge. Par ailleurs, un peu plus de quatre répondants sur cinq avaient au moins deux enfants biologiques ou adoptifs. Une très faible proportion de répondants avaient vécu en présence d'au moins un enfant par alliance; cette proportion était plus élevée chez les hommes que chez les femmes (4,2 % comparé à 1,6 %). Enfin, un peu plus des trois quarts des répondants n'avaient pas connu la

10. La variable « âge du plus jeune enfant à la séparation des parents » n'est pas incluse dans les régressions logistiques sur l'obtention et la nature de l'aide reçue en raison du nombre trop faible de répondants s'étant séparés après que tous leurs enfants aient atteint l'âge de dix-huit ans.

11. Cette variable n'est incluse que dans les régressions logistiques sur la fréquence des contacts.

12. Le sexe des répondants a été inclus dans les régressions logistiques sur la fréquence des contacts et l'aide reçue dans lesquelles on a analysé les pères et les mères ensemble. Les résultats de ces régressions indiquent que les mères ont significativement plus de chances d'entretenir des contacts réguliers avec leurs enfants et qu'elles ont aussi plus de chances d'obtenir de l'aide informelle que les pères. Ces résultats ne sont pas montrés ici, mais ils sont disponibles auprès des auteures.

13. Les effectifs correspondent au nombre réel de répondants de l'enquête, alors que tous les pourcentages sont basés sur les données pondérées.

Tableau 1 Distribution des parents - hommes et femmes – âgés de 45 à 84 ans en fonction des parcours conjugaux et parentaux suivis[1], Canada, 2007

Variables et catégories	Unité	Sous-échantillons utilisés		
		Fréquence des contacts	Aide reçue	Nature de l'aide
Femmes	**n**	**4 634**	**772**	**601**
Statut conjugal et nombre d'unions				
En couple et 1 union	%	53,9	42,1	41,4
En couple et 2 unions et plus	%	15,8	15,9	15,3
Séparé ou divorcé et 1 union	%	8,2	11,1	10,8
Séparé ou divorcé et 2 unions et plus	%	5,5	8,1	8,4
Veuf	%	16,6	22,8	24,1
Nombre et type d'enfants				
1 enfant	%	16,6	17,1	16,3
2 enfants et plus	%	81,8	82,9	83,7
Au moins un enfant par alliance	%	1,6		
Âge du plus jeune enfant à la séparation				
Même union parentale	%	76,0		
Séparation enfant moins de 18 ans	%	19,7		
Séparation enfant plus de 18 ans ou plus	%	4,3		
Hommes	**n**	**3 066**	**399**	**311**
Statut conjugal et nombre d'unions				
En couple et 1 union	%	64,5	55,0	56,7
En couple et 2 unions et plus	%	20,0	24,8	25,3
Séparé ou divorcé et 1 union	%	6,0	6,5	6,3
Séparé ou divorcé et 2 unions et plus	%	5,4	8,3	6,2
Veuf	%	4,1	5,4	5,5
Nombre et type d'enfants				
1 enfant	%	15,3	15,1	15,3
2 enfants et plus	%	80,5	84,9	84,7
Au moins un enfant par alliance	%	4,2		
Âge du plus jeune enfant à la séparation				
Même union parentale	%	76,5		
Séparation enfant moins de 18 ans	%	20,0		
Séparation enfant plus de 18 ans ou plus	%	3,5		

1. Les données détaillées sont disponibles auprès des auteures. Les pourcentages sont pondérés.

Source : Statistique Canada (2007), *Enquête sociale générale* (cycle 21).

Compilation par les auteures.

rupture de l'union dans laquelle ils ont eu leurs enfants. La plupart de ceux qui s'étaient séparés l'avaient fait lorsque le plus jeune de leurs enfants avait moins de 18 ans.

Le tableau 2 montre que la vaste majorité des parents, autant les hommes que les femmes, entretiennent des contacts réguliers avec au moins un de leurs enfants. Cette proportion est plus faible chez les répondants ayant connu un parcours conjugal moins traditionnel, et ce, plus particulièrement chez les hommes. On note, par exemple, une différence de vingt points de pourcentage entre les hommes en couple qui n'ont connu qu'une seule union et ceux qui en ont connu plus d'une (95,5 % contre 75,0 %). De la même manière, on observe un écart important quand on compare les hommes qui n'ont pas connu la rupture de l'union parentale à ceux qui se sont séparés avant ou après que leurs enfants aient atteint la majorité (94,3 % contre 71,9 % et 70,4 %). Par ailleurs, des 13,0 % de répondants qui ont rapporté avoir eu besoin d'aide au cours des douze mois précédant l'enquête, la plupart d'entre eux ont reçu de l'aide et l'ont obtenue de manière informelle. De plus, la proportion de répondants ayant obtenu de l'aide informelle est généralement plus élevée chez les répondants ayant connu un parcours conjugal plus traditionnel, bien que ce ne soit pas toujours le cas[14]. Par exemple, cette proportion est plus élevée chez les pères en couple qui ont connu plus d'une union que chez ceux qui vivent toujours dans la même union (78,4 % contre 71,6 %).

Les résultats des régressions logistiques examinant la fréquence des contacts que les pères et les mères entretiennent avec leurs enfants sont présentés séparément dans les deuxième et troisième colonnes du tableau 3[15]. Le tableau fournit les rapports de risque relatifs qui indiquent les chances qu'un répondant maintienne des contacts irréguliers plutôt que réguliers (catégorie de référence) avec ses enfants, une fois pris en compte l'ensemble des variables indépendantes considérées[16].

On observe d'abord que les pères et les mères séparés ont un risque plus élevé de n'avoir que des contacts irréguliers avec leurs enfants comparativement à ceux qui sont en couple. Cet effet est plus prononcé chez les pères qui sont séparés et qui ont connu plus d'une union que chez ceux qui n'ont connu qu'une seule union. De la même manière, les pères en couple qui ont vécu plus d'une union sont trois fois plus susceptibles d'entretenir des contacts occasionnels avec leurs enfants que ceux n'ayant connu qu'une seule union. Pour les mères, l'effet, bien que moindre, va généralement dans la même direction. Par ailleurs, le fait d'être veuf augmente les risques de contacts irréguliers chez les pères. L'effet inverse, bien que non significatif, est observé chez les mères. En d'autres termes, les femmes veuves ne se distinguent pas à cet égard de leurs consœurs en première union.

Les pères et les mères qui n'ont qu'un seul enfant biologique ou adoptif sont moins susceptibles de n'avoir que des contacts irréguliers avec leurs enfants que ceux qui ont au moins deux enfants, cet effet étant plus prononcé chez les mères que chez les pères (respectivement 0,47 et 0,78). Pour les mères, la présence d'au moins un enfant par alliance augmente de près du tiers les risques de n'avoir que des contacts irréguliers avec leurs enfants, alors qu'elle les diminue de presque la moitié chez les pères, résultat qui vient contredire notre première hypothèse. En outre, le fait de n'avoir que des fils fait presque doubler les risques de contacts irréguliers des mères avec leurs enfants, mais n'exerce aucun effet apparent du côté des pères. Enfin, le fait d'avoir connu la rupture de l'union parentale augmente de façon significative les risques de contacts irréguliers avec les enfants, tant chez les mères que chez les pères. Pour les mères, l'effet (2,41) est un peu plus prononcé chez celles qui se sont séparées lorsque leur plus jeune enfant avait moins de 18 ans, alors que pour les pères, l'effet (2,92) est plus marqué chez ceux qui se sont séparés après que leur plus jeune enfant ait atteint l'âge de la majorité[17].

---

14. Des tests Pearson khi carré ont confirmé que ces effets étaient statistiquement significatifs à un seuil de signification de 0,05, à l'exception de la relation entre aide reçue et nombre d'enfants.

15. Les régressions logistiques ont été soumises au processus d'autoamorçage (*bootstrap*), une technique d'inférence statistique basée sur une succession de rééchantillonnages qui consiste à ajuster les erreurs types des coefficients de corrélation.

16. Un rapport de risque relatif supérieur à 1 signifie que cette variable augmente les chances d'avoir un contact irrégulier plutôt que régulier avec ses enfants, et un rapport inférieur à 1, qu'elle les diminue.

17. Les différences entre les catégories d'âge du plus jeune enfant à la séparation sont statistiquement significatives, tant chez les mères que chez les pères.

Tableau 2 Distribution des parents – hommes et femmes – âgés de 45 à 84 ans selon la fréquence des contacts avec les enfants, l'obtention de l'aide et la nature de l'aide reçue, en fonction des parcours conjugaux et parentaux suivis[1,2], Canada, 2007

Variables et catégories	Contacts avec les enfants		Aide reçue		Nature de l'aide	
	Réguliers	Irréguliers	Aide	Aucune aide	Informelle	Formelle
	%					
Femmes						
Statut conjugal et nombre d'unions						
En couple et 1 union	97,1	2,9	77,1	22,9	81,0	19,0
En couple et 2 unions et plus	91,3	8,7	75,3	25,7	78,0	22,0
Séparé ou divorcé et 1 union	91,8	8,2	77,0	23,0	72,9	27,1
Séparé ou divorcé et 2 unions et plus	90,0	10,0	83,1	16,9	80,0	20,0
Veuf	95,0	5,0	83,3	16,7	87,1	12,9
Nombre et type d'enfants						
1 enfant	90,6	9,4	75,5	24,5	82,8	17,2
2 enfants et plus	96,1	3,9	79,5	20,5	80,8	19,3
Au moins un enfant par alliance	86,0	14,0				
Âge du plus jeune enfant à la séparation						
Même union parentale	96,6	3,4				
Séparation enfant moins de 18 ans	89,6	10,5				
Séparation enfant 18 ans ou plus	92,0	8,0				
Hommes						
Statut conjugal et nombre d'unions						
En couple et 1 union	95,5	5,0	83,0	17,0	71,6	28,4
En couple et 2 unions et plus	75,0	25,0	82,5	17,5	78,4	21,6
Séparé ou divorcé et 1 union	80,3	19,7	78,8	21,2	77,3	22,7
Séparé ou divorcé et 2 unions et plus	68,4	3,6	59,9	40,1	57,9	42,1
Veuf	88,7	11,3	83,4	16,6	78,5	21,5
Nombre et type d'enfants						
1 enfant	82,0	18,1	81,9	18,1	59,9	40,1
2 enfants et plus	90,1	9,9	80,4	19,6	75,6	24,4
Au moins un enfant par alliance	87,2	12,9				
Âge du plus jeune enfant à la séparation						
Même union parentale	94,3	5,7				
Séparation enfant moins de 18 ans	71,9	28,2				
Séparation enfant 18 ans ou plus	70,4	29,6				
Tests Pearson khi carré						
Statut conjugal et nombre d'unions	$\chi^2(4)=204,3$ $\rho=0,000$		$\chi^2(4)=12,5$ $\rho=0,006$		$\chi^2(4)=26,6$ $\rho=0,000$	
Nombre et type d'enfants	$\chi^2(2)=109,6$ $\rho=0,000$		$\chi^2(1)=0,6$ $\rho=0,886$		$\chi^2(1)=20,5$ $\rho=0,002$	
Âge du plus jeune enfant à la séparation	$\chi^2(2)=50,7$ $\rho=0,000$					

1. Les données détaillées sont disponibles auprès des auteures. Les pourcentages sont pondérés.

2. Les tests Pearson khi carré ont été effectués sur l'ensemble du sous-échantillon (femmes et hommes ensemble).

Source : Statistique Canada (2007), *Enquête sociale générale* (cycle 21).

Compilation par les auteures.

Le fait de vivre loin de leurs enfants multiplie par plus de cinq chez les pères, et par plus de trois chez les mères, les risques de n'avoir que des contacts irréguliers avec leurs enfants comparativement à leurs vis-à-vis qui ont au moins un enfant vivant dans la même ville. De plus, les pères et les mères qui ont aidé financièrement leurs enfants ont nettement plus de chances d'avoir des contacts réguliers avec ces derniers que ceux qui ne leur ont fourni aucune aide. Chez les répondants qui ont des petits-enfants, le fait d'avoir contribué à la garde de ces derniers augmente également leurs chances d'entretenir des contacts réguliers avec leurs enfants. En ce qui a trait aux variables contrôles, plus particulièrement celles se rapportant au soutien familial et social, les mères et les pères qui ont au moins deux frères et sœurs ont aussi plus de chances d'être en contact avec leurs enfants sur une base régulière (données non présentées). Par ailleurs, ceux qui n'entretiennent que des liens occasionnels avec les membres de leur parenté ou leurs amis courent deux fois plus de risques de n'avoir aussi que des contacts irréguliers avec leurs enfants.

Les résultats des régressions logistiques en regard de l'obtention et de la nature de l'aide reçue[18] indiquent que le fait d'être séparé ou divorcé diminue de manière significative les risques de n'obtenir aucune aide chez les mères, mais non chez les pères. Les pères en couple qui ont connu plus d'une union, tout comme ceux qui sont séparés et n'ont vécu qu'une seule union, sont moins susceptibles de recevoir seulement de l'aide formelle comparativement à leurs homologues qui sont toujours en première union. À l'inverse, les pères séparés qui ont connu plus d'une union sont plus susceptibles de ne recevoir que ce seul type d'aide. On observe l'effet contraire chez les mères séparées : le fait d'avoir vécu plus d'une union réduit les chances de ne recevoir que de l'aide formelle, alors qu'en avoir vécu qu'une seule les augmente. Les mères et les pères veufs se distinguent des autres parents en regard de l'aide reçue, en ce sens qu'ils sont plus susceptibles de recevoir de l'aide informelle et moins à risque de n'obtenir aucune aide ou de l'aide formelle seulement que leurs vis-à-vis en première union[19].

Plusieurs des résultats issus de l'analyse de la réception d'aide confirment donc notre deuxième hypothèse, alors que d'autres vont en sens contraire.

Chez les pères, la présence d'un seul enfant augmente les chances de recevoir uniquement de l'aide formelle, alors que chez les mères, elle exerce l'effet contraire. La présence de garçons seulement diminue les risques de n'obtenir aucune aide pour les pères alors que chez les mères, cela a plutôt pour effet de les accroître. Les mères qui entretiennent des contacts réguliers avec leurs enfants ont nettement plus de chances de recevoir de l'aide informelle, mais cet effet n'est toutefois pas significatif chez les pères. De la même manière, le fait de vivre proche de leurs enfants augmente les chances de recevoir de l'aide informelle, et ce, autant chez les mères que chez les pères. Chez les mères, on remarque que la provision d'une aide financière aux enfants a pour effet d'augmenter les chances d'obtenir de l'aide informelle, alors que la garde des petits-enfants a plutôt pour effet de les diminuer. Chez les pères, l'aide financière et la garde des petits-enfants ont toutes deux pour conséquence d'accroître les chances de n'obtenir que de l'aide formelle.

Par ailleurs, nos analyses ne révèlent pas un modèle clair quant à l'influence qu'exerce le réseau familial et social des répondants. Pour ce qui est des autres variables contrôles, nos résultats vont généralement dans le même sens que ceux notés dans la littérature. On observe, par exemple, qu'avoir des problèmes de santé et de mobilité, être plus âgé et ne pas avoir poursuivi d'études postsecondaires augmentent les chances de recevoir de l'aide informelle, autant chez les mères que chez les pères (données non présentées).

---

18. Rappelons que l'on ne connaît pas la composition exacte des réseaux d'entraide.

19. Les différences entre « veuf » et les autres catégories sont statistiquement significatives chez les mères. Par contre, chez les pères, elles ne le sont pas pour les catégories en couple et deux unions ou plus et séparé ou divorcé et une union.

Tableau 3 Impact des caractéristiques familiales des parents âgés de 45 à 84 ans sur la fréquence des contacts avec leurs enfants, l'obtention d'aide et la nature de l'aide reçue (rapports de risque relatifs des régressions logistiques multinomiales), Canada, 2007

Variables et catégories	Contacts irréguliers		Aucune aide	Aide formelle seulement	Aucune aide	Aide formelle seulement
	Pères	Mères	Pères	Pères	Mères	Mères
Âge (45-64 ans)						
65-84 ans	1,74***	1,64***	0,77***	1,99***	0,74***	1,62***
Statut conjugal et nombre d'unions (en couple & 1 union)						
En couple et 2 unions et plus	3,29***	1,34***	0,90	0,43***	0,95	1,11
Séparé ou divorcé et 1 union	1,54***	1,64***	1,16	0,45***	0,78**	1,37***
Séparé ou divorcé et 2 unions et plus	3,66***	1,18*	0,91	1,38*	0,44***	0,70***
Veuf	1,36***	0,96	0,50***	0,48***	0,56***	0,65***
Nombre et type d'enfants (2 biologiques ou adoptifs et plus)						
1 biologique ou adoptif	0,78***	0,47***	1,05	2,12***	1,02	0,78**
Au moins un enfant par alliance	0,56***	1,31*				
Nombre et sexe enfants (au moins 1 fille)						
Seulement des garçons	1,06	1,96***	0,51***	0,86	1,20***	1,22**
Âge du plus jeune enfant à la séparation (pas de séparation)						
Séparation enfant moins de 18 ans	2,05***	2,41***				
Séparation enfant 18 ans ou plus	2,92***	1,57***				
Fréquence des contacts avec enfants (contacts réguliers)						
Contacts irréguliers			1,04	1,14	2,42***	2,15***
Proximité géographique des enfants (proche)						
Loin	5,39***	3,69***	0,93	2,13***	1,36***	1,28**
Aide financière aux enfants (aide)						
Aucune aide	1,93***	1,48***	0,83*	0,89*	1,59***	1,55***
Aide aux petits-enfants (aide avec petits-enfants)						
Aucun petit-enfant	1,64***	0,81***	0,77**	0,81*	1,27***	0,69***
Aucune aide avec petits-enfants	2,00***	2,51***	1,39***	0,58***	0,98	0,78***

1. Niveaux de signification statistique après application des poids autoamorçage : * : $\rho < 0,05$; ** : $\rho < 0,01$; *** : $\rho < 0,001$.

Source : Statistique Canada (2007), *Enquête sociale générale* (cycle 21).

Compilation par les auteures.

CONCLUSION ET DISCUSSION

Cette étude visait à documenter l'impact que les transformations familiales exercent sur les liens intergénérationnels et sur l'aide fournie aux personnes âgées. Pour cela, nous avons pris en considération les parcours de vie conjugale et parentale que les répondants rejoints par l'ESG ont suivis. Nous avons également tenu compte du soutien et des échanges intergénérationnels existants, de même que du réseau familial et social des répondants.

De manière générale, les résultats des régressions logistiques sur la fréquence des contacts avec les enfants confirment notre hypothèse de départ, à savoir que la fréquence des contacts avec les enfants est plus élevée chez les parents qui ont connu un parcours familial plus traditionnel, et que cet effet est souvent plus marqué chez les hommes que chez les femmes. Concernant les résultats des régressions logistiques portant sur l'aide reçue, force est de constater que plusieurs des résultats obtenus contredisent notre hypothèse de départ, à savoir que les chances de recevoir de l'aide en cas de besoin, plus particulièrement de nature informelle, sont plus élevées chez les parents qui ont connu un parcours familial plus traditionnel. Ces résultats soulignent cependant l'importance de tenir compte, le plus finement possible, de l'ensemble des histoires conjugale et parentale des individus. On a vu, par exemple, que le fait d'être en couple ou d'être séparé (ou divorcé) exerce un effet variable selon le nombre d'unions vécues sur la réception d'aide et la nature de l'aide reçue, observation qu'il nous aurait été impossible de faire si l'on n'avait inclus que le statut conjugal à l'enquête. On observe également qu'il importe d'analyser les hommes et les femmes séparément puisque les effets des variables diffèrent souvent en fonction du sexe des répondants. En outre, on remarque que l'aide est contextuelle et qu'elle est influencée par les besoins en santé des répondants, ainsi que par des variables démographiques et socioéconomiques telles que le sexe, l'âge et le niveau d'éducation.

Les résultats montrent que la proximité géographique facilite les contacts entre parents et enfants et augmente ainsi du coup les chances des individus d'obtenir de l'aide informelle puisque plusieurs services ne sont possibles que si l'aidant vit à proximité. De plus, on constate que l'aide financière octroyée aux enfants et la contribution à la garde des petits-enfants accroissent les chances de contacts réguliers entre parents et enfants. Par contre, cet effet n'est pas aussi évident dans le cas de l'aide reçue, ce qui ne nous permet pas d'appuyer l'hypothèse de la réciprocité selon laquelle l'aide fournie aux parents âgés dépend des transactions et des échanges passés et à venir. Rappelons cependant que dans l'ESG, on ne peut distinguer si l'aide obtenue des membres de la famille provient du conjoint, des enfants, des frères et sœurs ou des parents. On connaît l'identité de l'aidant principal, mais la taille de l'échantillon de départ est trop modeste pour nous permettre d'analyser séparément l'aide fournie par les enfants. L'insuffisance du nombre de cas limite la portée de nos analyses et de nos conclusions, nous empêchant, par exemple, d'examiner l'effet séparé du type d'enfant et de l'âge du plus jeune enfant à la séparation sur l'aide reçue. Mentionnons également que l'ESG ne contient aucune information sur le statut conjugal et parental, de même que sur l'occupation principale et le statut socioéconomique des enfants. L'absence de ces données constitue un autre facteur limitatif puisque ces variables jouent sans doute un rôle important dans le maintien des liens intergénérationnels et la provision de l'aide aux parents. Finalement, il nous est impossible de connaître l'historique des soins reçus, l'ESG n'ayant recueilli de l'information que sur l'aide obtenue au cours des douze derniers mois précédant l'enquête.

Malgré ces limites, les résultats présentés dans cette étude offrent quelques pistes de réflexion pour l'avenir. L'arrivée à l'âge de 65 ans dans les deux prochaines décennies des générations d'hommes et de femmes du *baby-boom* qui ont été porteuses des grands bouleversements familiaux devrait s'accompagner d'une hausse du nombre de personnes âgées séparées ou divorcées ou qui sont dans leur deuxième ou troisième union, ce qui risque d'affecter la demande d'aide formelle. En l'absence d'un conjoint, on peut espérer que le réseau informel, incluant les enfants, se mobilisera pour procurer de l'aide aux aînés; cependant, nos résultats indiquent que cela est largement tributaire de l'histoire familiale des individus. Aussi, si l'on espère être en mesure de comprendre et prédire les besoins des personnes âgées de demain et ainsi soutenir le développement de politiques adaptées, il importe que le Canada se dote de bases de données plus complètes qui approfondissent les questions de soutien familial et social et des liens intergénérationnels.

RÉFÉRENCES

ANTONUCCI, Toni C., James S. JACKSON et Simon BIGGS (2007). « Intergenerational Relations: Theory, Research, and Policy », *Journal of Social Issues*, vol. 63, nº 4, p. 679-693.

ARMI, Franca, Edith GUILLEY et Christian J. LALIVE D'EPINAY (2008). « The interface between formal and informal support in advanced old age: a ten-year study », *International Journal of Ageing and Later Life*, vol. 3, nº 1, p. 5-19.

BENGSTON, Vern L. (2001). « Beyond the Nuclear Family: The Increasing Importance of Multigenerational Bonds », *Journal of Marriage and Family*, vol. 63, nº 1, p. 1-16.

BIANCHI, Suzanne, et autres. « Intergenerational Ties: Alternative Theories, Empirical Findings and Trends, and Remaining Challenges », dans BOOTH, Alan, et coll. (dir.) (2008). *Intergenerational Caregiving*, Washington, DC., Urban Institute Press, p. 3-44.

BILLARI, Francesco C., et Aart C. LIEFBROER. « Intergenerational Ties: What Can Be Gained from an International Comparative Perspective? », dans BOOTH, Alan et coll. (dir.) (2008). *Intergenerational Caregiving*, Washington, DC., Urban Institute Press, p. 53-66.

BOLIN, Kristian, Björn LINDGREN et Peter LUNDBORG (2008). « Your next of kin or your own career? Caring and working among the 50+ of Europe », *Journal of Health Economics*, vol. 27, nº 39, p. 718-738.

BORNAT, Joanna, et autres (1999). « Stepfamilies and Older People: Evaluating the Implications of Family Change for an Ageing Population », *Ageing and Society*, vol. 19, p. 239-261.

BROESE VAN GROENOU, et autres (2006). « Socio-economic status differences in older people's use of informal and formal help: a comparison of four European countries », *Ageing & Society*, vol. 26, p. 745-766.

CARRIÈRE, Yves et Laurent MARTEL (2003). « L'aide apportée aux personnes âgées veuves ou divorcées au Canada : peut-on compter sur les enfants? », *Cahiers québécois de démographie*, vol. 32, nº 1, p. 139-153.

CARRIÈRE, Yves, et autres. « Socio-Demographic Factors Associated with the Use of Formal and Informal Support Networks among Elderly Canadians », dans ZENG Yi, Eileen M. CRIMMINS, Yves CARRIÈRE et Jean-Marie ROBINE (dir.) (2006)., *Longer Life and Healthy Aging*, Dordrecht, Springer, p. 287-304.

CHEAL, David (dir.) (2002). *Aging and demographic change in Canadian context*. Toronto, University of Toronto Press. 288 p.

COLEMAN, Marilyn, et autres (2005). « Filial Obligations in Post-Divorce Stepfamilies », *Journal of Divorce and Remarriage*, vol. 67, nº 3-4, p. 1-27.

CONNIDIS, Ingrid A (2001). *Family ties & aging*. California, Thousand Oaks, 344 p.

CRANSWICK, Kelly et Thomas DERRICK (2005). « Les soins aux aînés et la complexité des réseaux sociaux », (Statistique Canada, nº 11-008 au catalogue).

CRANSWICK, Kelly et Donna DOSMAN (2008). « Soins aux aînés : le point sur nos connaissances actuelles », (Statistique Canada, nº 11-008 au catalogue).

DAATLAND, Svein Olav (2007). « Marital History and Intergenerational Solidarity: The Impact of Divorce and Unmarried Cohabitation », *Journal of Social Issues*, vol. 63, nº 2, p. 809-825.

DANDURAND, Renée B. et Francine SAILLANT (2005). « Le réseau familial dans le soin aux proches dépendants », *Ruptures, revue transdisciplinaire en santé*, vol. 10, nº 2, p. 199-219.

DYKSTRA, Pearl A (2010). « Off the Beaten Track: Childlessness and Social Integration in Late Life », *Research on Aging*, vol. 28, nº 6, p. 749-768.

FAST, Janet, et autres (2004). « Characteristics of Family/Friends Care Networks of Frail Seniors », *Canadian Journal on Aging*, vol. 23, nº 1, p. 5-19.

FONTAINE Roméo, Agnès GRAMAIN et Jérôme WITTWER (2007). « Les configurations d'aide familiales mobilisées autour des personnes âgées dépendantes en Europe », *Économie et statistique*, nº 403-404, p. 97-116.

FURSTENBERG, Frank F., Saul D. HOFFMAN et Laura SHRESTHA (1995). « The Effect of Divorce on Intergenerational Transfers: New Evidence », *Demography*, vol.32, p. 319-333.

GANONG, Lawrence H. et Marilyn COLEMAN (1999). *Changing families, changing responsibilities: Family obligations following divorce and remarriage*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum, 216 p.

GANONG, Lawrence H. et Marilyn COLEMAN (2006). « Obligations to Stepparents Acquired in Later Life: Relationship Quality and Acuity of Needs », *The Journals of Gerontology*, vol. 61, nº 2, p. S80-S88.

GLASER, Karen, et autres (2008). « The long-term consequences of partnership disruption for support in later life in the United Kingdom », *Ageing & Society*, vol. 28, p. 329-351.

KALMIJN, Matthijs (2007). « Gender differences in the effects of divorce, widowhood, and remarriage on intergenerational support : Does marriage protect fathers? », *Social Forces*, vol. 85, nº 3, p. 1079-1104.

KALMIJN, Matthijs et Chiara SARACENO (2008). « A comparative perspective on intergenerational support. Responsiveness to parental needs in individualistic and familialistic countries », *European Societies*, vol. 10, nº 3, p. 479:508.

LAFRENIÈRE, Sylvie, et autres (2003). « Personnes âgées non autonomes et genre d'aide », (Statistique Canada, nº 82-003 au catalogue).

LARSSON, Kristina et Merril SILVERSTEIN (2004). « The Effects of Marital and Parental Status on Informal Support and Service Utilization: A Study of Older Swedes Living Along », *Journal of Aging Studies*, vol. 18, p. 231-244.

MARTEL, Laurent et Jacques LÉGARÉ (2001). « Avec ou sans famille proche à la vieillesse : une description du réseau de soutien informel des personnes âgées selon la présence du conjoint et des enfants », *Cahiers québécois de démographie*, vol. 30, nº 1, p. 89-114.

McGARRY, Karen. « Caring for the Elderly: The Role of Adult Children », dans WISE, David A. (dir.) (1998). *Inquiries in the Economics of Aging*, Chicago : University of Chicago Press.

MÉNARD, France-Pascale et Céline LE BOURDAIS (2012). « Diversification des trajectoires familiales des Canadiens âgés de demain et conséquences prévisibles sur le réseau de soutien », *Cahiers québécois de démographie*, vol. 41, no 1, p. 131-161.

MÉNARD, France-Pascale et Céline LE BOURDAIS. « The Impact of Family Changes on the Elderly's Care Network in Canada », étude présentée lors du colloque annuel de la Canadian Population Society, Fredericton, Nouveau-Brunswick (2011).

NOCK, Steven L, Paul W. KINGSTON et Laura M. HOLIAN. « The Distribution of Obligations », dans BOOTH, Alan, et coll. (dir.) (2008). *Intergenerational Caregiving*, Washington, DC., Urban Institute Press, p. 279-316.

PEZZIN, Liliana E. et Barbara STEINBERG SCHONE (1999). « Parental marital disruption and intergenerational transfers : An analysis of lone elderly parents and their children », *Demography*, vol. 6, p. 287-297.

PUTNEY, Norella et Vern L. BENGSTON. « Intergenerational Relations in Changing Times », dans MORTIMER, Jeylan T. et Michael J. SHANAHAN (dir.) (2003). Handbook of the Life Course, *Handbooks of Sociology and Social Research*, College Station, Texas, p. 149-164.

RICHARDS, Judy Lynn (1995). « Assistance with Instrumental Activities of Daily Living and the Perceived Health of Elderly Individuals: A Non-Recursive Model », Mémoire de maîtrise. Département de sociologie, Faculté des sciences sociales, University of Western Ontario.

RICHARDS, Judy Lynn (2002). « Assistance to Elderly and Availability of Adult Children for Care », Thèse de doctorat, Département de sociologie, Faculté des sciences sociales, University of Western Ontario.

SHAPIRO, Adam et Teresa M. COONEY. « Divorce and Intergenerational Relations Across the Life Course », dans OWENS, Timothy J. et J. Jill SUITOR (dir.) (2007). *Interpersonal relations across the life course*. Oxford : Elsevier, p. 191-221.

SHUEY, Kim et Melissa A. HARDY(2003). « Assistance to Aging Parents and Parents-In-Law: Does Lineage Affect Family Allocation Decisions? », *Journal of Marriage and Family*, vol. 65, n° 2, p. 418-431.

STATISTIQUE CANADA (2010). *Projections démographiques pour le Canada, les provinces et les territoires, 2009 à 2036*. Produit n° 91-520-X au catalogue.

STUIFBERGEN, Maria C., Johannes J. M. VAN DELDEN et Pearl A. DYKSTRA (2008). « The implications of today's family structures for support giving to older parents », *Ageing and Society*, vol. 28, p. 413-434.

SWISS, Liam et Céline LE BOURDAIS (2009). « Father-Child Contact after Separation: The Influence of Living Arrangements », *Journal of Family Issues*, vol. 30, n° 5, p. 623-652.

TURCOTTE, Martin et Grant SCHELLENBERG (2007). « Un portrait des aînés au Canada. Ottawa », Statistique Canada (n° 89-519-XIE au catalogue).

VÉZINA, Samuel, et autres (2009). « L'environnement familial des Canadiens âgés de 75 ans et plus à l'horizon 2030 », Enfances, Familles, Générations, n° 10.

LES MUTATIONS DÉMOGRAPHIQUES DE LA FAMILLE ET LEURS RÉPERCUSSIONS SUR L'ENTOURAGE DES PERSONNES ÂGÉES AU CANADA[1]

Jacques Légaré, Université de Montréal
Yann Décarie, Institut national de la recherche scientifique

L'objectif de cet article est de montrer comment les mutations démographiques au XX^{e} siècle modifieront profondément l'entourage familial des personnes âgées à l'horizon 2031, notamment pour les personnes ayant des incapacités par rapport aux activités de la vie quotidienne. Pour effectuer ces projections, on utilise le modèle de microsimulation LifePaths de Statistique Canada. On sera alors en mesure d'estimer le nombre de personnes qui, à cause de leur état de santé et de leur isolement social, s'exposent à un risque plus élevé de se retrouver en institution.

Le phénomène ponctuel le plus médiatisé de l'évolution démographique du Canada dans la deuxième moitié du XX^{e} siècle a été le *baby-boom*. Se cache cependant derrière ce phénomène une tendance de fond qui est la modernisation de la société canadienne – dont celle de la famille – qui a été entraîné par des changements très importants concernant la démographie.

Or, de tout temps, la famille a été au cœur du soutien des personnes âgées, surtout lorsque celles-ci deviennent dépendantes. Donc, il est essentiel d'étudier les impacts de ces mutations sur les personnes âgées d'aujourd'hui et de demain au Canada.

On observe deux grandes phases de l'évolution démographique de l'après-guerre au Canada. La première est le *baby-boom* qui concerne les générations très nombreuses nées entre 1946 et 1966 et qui fut plus important au Canada, plus particulièrement au Québec, que dans la majorité des autres pays occidentaux. La seconde est le *baby-bust* qui concerne les générations nées entre 1966 et 1976. Par la suite, l'écho du *baby-boom*, soit la naissance des enfants des *baby-boomers*, fut un événement démographique avec un effet relativement peu important par la dimension restreinte des cohortes concernées sur l'ensemble de la population canadienne.

1. Texte revu et augmenté d'une communication présentée originalement lors de la Conférence « Le vieillissement des sociétés : La dynamique de l'évolution démographique au Canada » 2010.

Passons d'abord en revue les diverses facettes de cette évolution démographique telle que vécue tant au Canada qu'au Québec. D'abord, on constate, par rapport à la nuptialité, que le mariage est devenu de plus en plus précoce pour devenir plus tardif et se transformer en union libre, et que le divorce, légalisé en 1968, et les ruptures d'union sont devenus de plus en plus fréquentes. De plus, les familles reconstituées sont devenues monnaie courante, alors que les familles ont eu, dans un premier temps, plus d'enfants (*baby-boomers*) et par la suite ils en ont eu moins (*baby-busters*) (Légaré et Alix, 2007). Par ailleurs, la mortalité a beaucoup reculé, même aux grands âges, de sorte que les couples dont l'union n'a pas été brisée vont vivre plus longtemps ensemble (Bourbeau et coll., 2011). Cependant, l'évolution de la morbidité est moins claire; les données canadiennes provenant des différentes enquêtes de santé ne montrent pas de tendances significatives (Lefrançois et coll., 2013). Malgré cette situation, certains chercheurs tentent d'établir les effets potentiels d' une compression ou expansion de la morbidité sur l'état de santé futur de la population âgée au Canada (Légaré et coll., 2012a,). Enfin, on constate une augmentation de la population âgée et une hausse des besoins de prises en charge de la dépendance (Légaré et coll., 2012b).

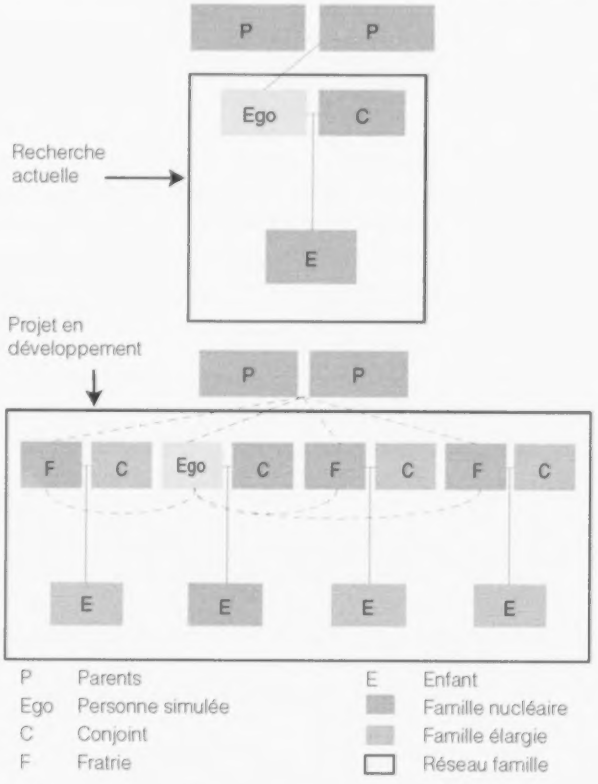
Les principales conséquences de cette évolution ont été que les personnes âgées actuelles ont, en général, eu des mariages stables et beaucoup d'enfants : les *baby-boomers*. Les personnes âgées de demain pourraient être plus longtemps en couple, mais leurs unions risquent d'être moins stables. De plus, elles auront eu peu d'enfants : les *baby-busters*.

Il s'en suit que la famille nucléaire, formée des conjoints et de leurs enfants, s'est accentuée comme mode de vie privilégié et, conséquemment, que l'aide présentement prodiguée aux personnes âgées vient d'abord du conjoint et des enfants survivants; c'est le cœur du réseau informel. Cependant, deux grandes distinctions doivent être prises en compte. Premièrement, les personnes âgées actuelles, les parents des *baby-boomers*, ont eu relativement beaucoup d'enfants qui peuvent s'occuper d'elles. Par contre, les personnes âgées de demain, les *boomers* eux-mêmes, en ont eu beaucoup moins. Deuxièmement, les attentes des parents et les attitudes des enfants risquent d'être très différentes de celles d'aujourd'hui; par exemple, De Jong Gierveld et Dykstra (2002) ont montré que les enfants sont moins enclins à s'occuper de leur père divorcé vieillissant. Alors, qui va s'occuper d'eux avant qu'ils ne soient pris en charge, le cas échéant, par le réseau formel?

Pour tenter de répondre à cette dernière question, il faudra considérer le fait que souvent les personnes âgées peuvent s'entraider et même que les personnes aidées pour certains besoins peuvent offrir des services pour d'autres besoins (Bordeleau et coll., 2012). De plus, il faudra regarder du côté de la famille élargie, comme on le faisait dans les sociétés traditionnelles, en particulier le rôle des frères et sœurs et des cousins et cousines qui sont relativement nombreux par rapport aux enfants des *baby-boomers*.

Pour les personnes âgées d'aujourd'hui ayant des incapacités, l'aide informelle reçue dépend surtout du réseau familial nucléaire existant; pour les personnes âgées de demain, il faudra regarder davantage du côté de la famille élargie (figure 1).

Figure 1 **Représentation graphique de la famille nucléaire et du réseau familial élargi**



Source : Décarie et coll., 2011a.

Dans la présente étude cependant, les résultats ne portent que sur l'évolution de la famille nucléaire. Par contre, l'intérêt pour le réseau familial élargi est grandissant dans ce domaine comme le montrent Keating (2009), Agree et Glaser (2009) et Décarie et coll. (2011b).

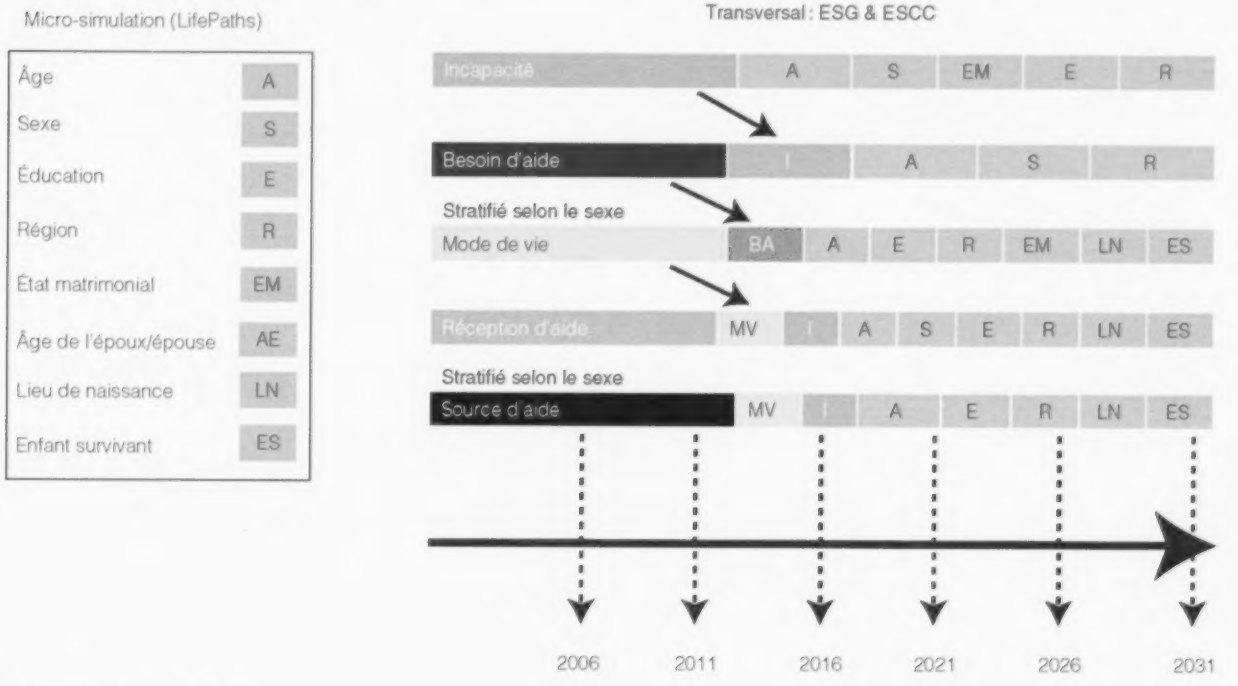
MÉTHODOLOGIE

Notre recherche se fonde sur des projections qui s'appuient sur un modèle de microsimulation plutôt que sur le modèle traditionnel de projection par composante.

Pour projeter la situation familiale des personnes âgées jusqu'en 2031, on utilise un modèle de microsimulation nommé LifePaths. Ce modèle est longitudinal, dynamique et il a été développé il y a quelques années par Statistique Canada (Statistique Canada, 2004) dans un langage de programmation nommé Modgen qui a aussi été développé par Statistique Canada. C'est un modèle générant une population synthétique, c'est-à-dire que les individus sont simulés, de la naissance à la mort, à l'intérieur du modèle. LifePaths est conçu pour recréer un échantillon statistiquement représentatif de la population canadienne tout au long de la période de projection. Le parcours de vie de chacun des individus simulés est composé d'une série d'événements estimés à partir de plusieurs sources de données et de séries chronologiques historiques et récentes (Statistique Canada, 2004). L'avantage majeur de la microsimulation est de permettre de projeter simultanément un nombre important de caractéristiques individuelles, tout en incluant des facteurs dynamiques permettant de tenir compte des comportements différentiels de chaque individu selon ses caractéristiques. Les variables simulées apparaissent dans la partie gauche de la figure 2.

Bien que les variables démographiques plus générales soient simulées directement à partir de LifePaths, certaines variables clés nécessaires pour ce projet, soit celles apparaissant dans la partie droite de la figure 2, ne sont pas disponibles dans LifePaths ou ont une définition qui

Figure 2 **Les variables projetées, par microsimulation ou par les modèles de régression, de la population canadienne de 65 ans et plus vivant en ménage privé, excluant les Territoires**



Source : Légaré et coll., 2012b.

diffère de celle employée dans notre projet de recherche. L'analyse et la projection de ces variables ont été effectuées à l'aide de régressions à partir des données d'enquêtes de Statistique Canada, l'*Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes* (ESCC) de 2000-2001 et l'*Enquête sociale générale* (ESG) de 2002. Ensuite, les probabilités calculées à l'aide des régressions ont été appliquées aux projections de la population provenant du modèle de microsimulation.

En cas de dépendance, le conjoint et les enfants sont les premiers pourvoyeurs d'aide (Cranswick et Dosman, 2008). Le réseau familial a donc été divisé en quatre catégories mutuellement exclusives et qui sont ici présentées en ordre hiérarchique du plus au moins favorable en termes d'aidants potentiels :

- a un conjoint et un ou plusieurs enfants survivants;
- a un conjoint, mais n'a pas d'enfants survivants;
- est sans conjoint, mais a un ou plusieurs enfants survivants;
- est sans conjoint ni enfants survivants.

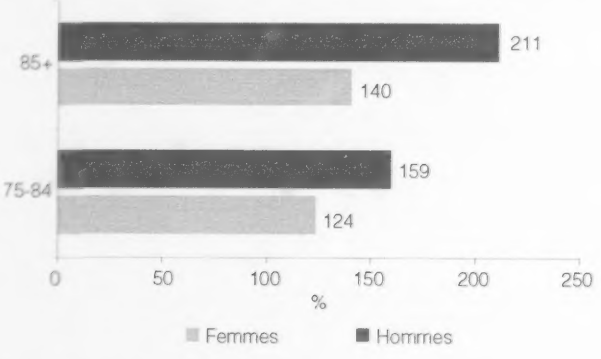
On observe que les personnes âgées vieillissent en meilleure santé, en particulier les personnes âgées de 65 à 75 ans qui sont souvent de jeunes retraités en santé. L'âge de 75 ans représente cependant un tournant dans le cycle de vie en termes de probabilité de veuvage et de dépendance (Gaymu et coll., 2010; Vézina et coll., 2009). En effet, les personnes âgées de 75 ans et plus sont plus vulnérables, étant donné que les risques de dépendance physique et psychique augmentent. Les résultats présentés dans la section suivante concernent les personnes âgées de 75 ans et plus.

RÉSULTATS

L'entourage familial des personnes âgées de 75 ans et plus au Canada, 2001-2031

Au total, les personnes âgées de 75 ans et plus augmenteront, entre 2001 et 2031, de 1,5 à 3,7 millions d'individus au Canada, soit une augmentation de 133 %, ce qui est deux fois plus qu'en Europe pour la même période (Légaré et coll., 2009; Gaymu et coll., 2010) (figure 3). Deux constatations majeures : les personnes de 85 ans et plus augmenteront plus rapidement que celles âgées de 75 à 85 ans, et les effectifs masculins augmenteront davantage que les effectifs féminins; en 2031, tout comme en 2001, les femmes âgées de 75 ans et plus seront cependant toujours plus nombreuses que les hommes. En effet, on observera 2 millions de femmes pour 1,7 million d'hommes âgés de 75 ans et plus.

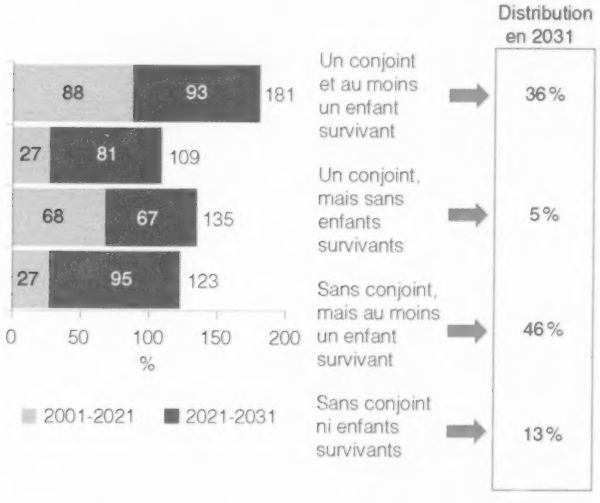
Figure 3 Augmentation de la population âgée de 75 ans et plus, vivant en ménage privé, par sexe et par âge, Canada, 2001-2031



Source : Statistique Canada, LifePaths. Compilation par les auteurs.

Si on regarde maintenant les différentes configurations familiales, on se rend compte que les effectifs pour chacune d'elles vont plus que doubler d'ici 2031, surtout pour les groupes les plus nombreux (figure 4). Toutefois, l'intensité de la croissance variera en fonction des changements observés dans les risques pour les personnes âgées de se retrouver dans un des différents contextes familiaux. On observe que le groupe des individus vivant en couple va augmenter plus fortement que celui sans partenaire, et que le groupe des individus avec au moins un enfant survivant va augmenter plus vite que celui sans enfants survivants, ce qui est très positif du point de vue de l'assistance possible. L'arrivée des *baby-boomers* à l'âge de 75 ans dès 2021 fera en sorte d'accélérer grandement l'augmentation des effectifs des personnes âgées. Les personnes sans enfants survivants croîtront nettement plus rapidement après 2021, même s'ils ne représenteront que 18 % des personnes âgées de 75 ans et plus en 2031.

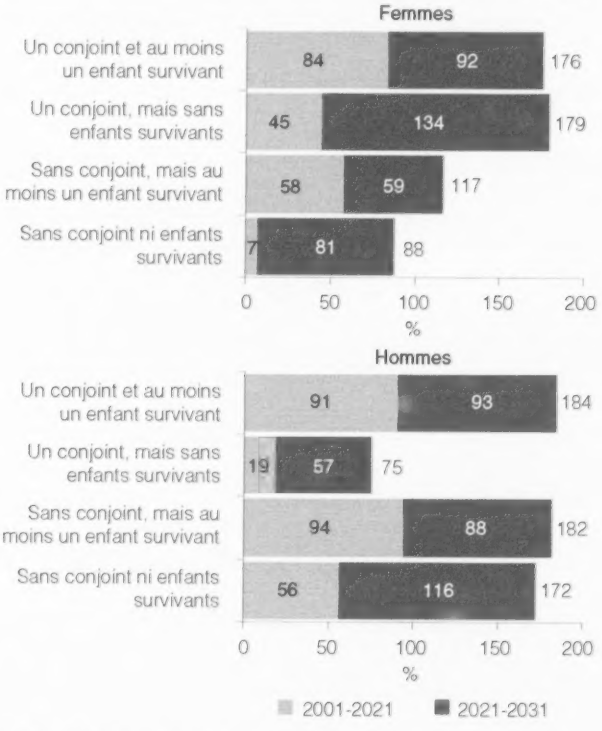
Figure 4 **Augmentation de la population âgée de 75 ans et plus, par période en fonction de la situation familiale, Canada, 2001-2031**



Source : Statistique Canada, LifePaths.
Compilation par les auteurs.

La situation de l'ensemble des personnes âgées dissimule cependant une différence très importante entre les hommes et les femmes (figure 5). Pour les personnes sans enfants survivants, qui ne forment pas le groupe le plus important, autour de 18 % de cette population, l'augmentation des femmes ayant un conjoint sera beaucoup plus importante que celle des hommes dans la même situation (179 % c. 75 %). D'autre part, la croissance des personnes sans conjoint et sans enfants survivants sera deux fois plus importante pour les hommes que pour les femmes (172 % c. 88 %). Pour les hommes sans conjoint survivant, ceux avec enfants survivants croîtront au même rythme, autour de 180 %, que ceux sans enfants survivants.

Figure 5 **Augmentation de la population âgée de 75 ans et plus, par sexe et par période en fonction de la situation familiale, Canada, 2001-2031**



Source : Statistique Canada, LifePaths.
Compilation par les auteurs.

L'entourage familial des personnes âgées de 75 ans et plus au Canada ayant des incapacités, 2001-2031

La situation des personnes âgées de 75 ans et plus ayant des incapacités décrite par Décarie et coll. (2009) montre que parmi ces dernières, celles qui n'ont pas de conjoint – les plus vulnérables, soit celles qui vivent seules et qui n'ont aucun enfant survivant – représentent une faible proportion de cette population. Cette proportion reste stable entre 2001 et 2031 pour les personnes âgées de 75 à 85 ans, et cela, autant pour les hommes (légèrement supérieure à 20 %) que pour les femmes (légèrement supérieure à 10 %) (tableau 1). Dans le cas des personnes âgées de 85 ans et plus, la proportion des individus dans la catégorie des plus vulnérables est en baisse entre 2001 et 2031. Pour les hommes, la diminution est de cinq points de pourcentage pour atteindre 16 % en 2031 et pour ce qui est des femmes, la proportion diminue, soit de 14 % en 2001 à 8 % en 2031 (tableau 1).

Bien que la proportion de la population étant dans le groupe le plus vulnérable semble faible, il est important de noter la forte croissance anticipée. Pour les femmes, on projette un doublement de cette population entre 2001 et 2031, et pour les hommes, on projette un triplement de cette même population entre 2001 et 2031 (tableau 2). Ces augmentations feront croître cette population de 90 000 en 2001 à environ 200 000 individus en 2031. Plus inquiétant et symptomatique de la situation démographique canadienne est cette forte augmentation, due à l'intensité précédemment décrite du *baby-boom*, qui est nettement supérieure à ce qui est projeté pour certains pays européens. Par exemple, si l'on compare le Canada aux différents pays européens ayant participé au Groupe de recherche « Future Elderly Living Condition in Europe[2] » (FELICIE), on remarque que, pour les femmes, le nombre d'individus dans le groupe le plus vulnérable reste relativement stable entre 2000 et 2030 et que pour les hommes, on observe un doublement de la population durant cette même période (tableau 2).

Tableau 1 Distribution du mode de vie des Canadiens de 75 ans et plus, ayant une incapacité et vivant sans conjoint par âge et sexe en 2001 et 2031

	Vivant seul		Vivant avec d'autres	Vivant en institution	Total
	Au moins un enfant survivant	Sans enfants survivants			
	%				
Homme 75-84 ans					
2001	40	21	23	17	100
2031	41	22	18	19	100
Femme 75-84 ans					
2001	51	12	21	16	100
2031	50	13	19	18	100
Homme 85 ans et plus					
2001	41	21	23	15	100
2031	45	16	19	20	100
Femme 85 ans et plus					
2001	42	14	18	27	100
2031	45	8	17	30	100

Source : Décarie et coll., 2009.

2. Pays du groupe FELICIE : Allemagne, Angleterre et Pays de Galles, Belgique, Finlande, France, Italie, Pays-Bas, Portugal, République tchèque.

Tableau 2 **Tendances entre les années 2000-2001 et 2030-2031[1] quant à la proportion de personnes de 75 ans et plus ayant une incapacité, sans conjoint, sans enfants survivants et vivant seules selon le sexe (en base 100 à partir de 2000-2001)**

	Canada		Pays du groupe FELICIE[2]	
	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes
2000-2001	100	100	100	100
2010-2011	102	130	94	120
2020-2021	112	163	87	137
2030-2031	199	287	104	212

1. Les données européennes sont pour les années 2000, 2010, 2020 et 2030 et les données canadiennes sont pour 2001, 2011, 2021 et 2031
2. Pays du groupe FELICIE: Allemagne, Angleterre et Pays de Galles, Belgique, Finlande, France, Italie, Pays-Bas, Portugal, République tchéque.

Source: Décarie et coll., 2009.

En bref:

- l'évolution de l'entourage familial des personnes âgées de 75 ans et plus avec des incapacités est très semblable à celle de l'ensemble de la population;
- au Canada, le nombre de ces individus de 75 ans et plus passera de 750 000 à 1 700 000, alors qu'il passera de 250 000 à 625 000 pour les personnes de 85 ans et plus;
- entre 2021 et 2031, l'accroissement du nombre d'individus sans enfants survivants se fera trois fois plus rapidement qu'entre 2001 et 2021;
- finalement, le groupe le plus vulnérable, soit les individus qui sont sans conjoint, sans enfants survivants et vivant seuls totalisera 200 000 Canadiens en 2031. Ce nombre représente 14 % de la population des Canadiens de 75 ans et plus.

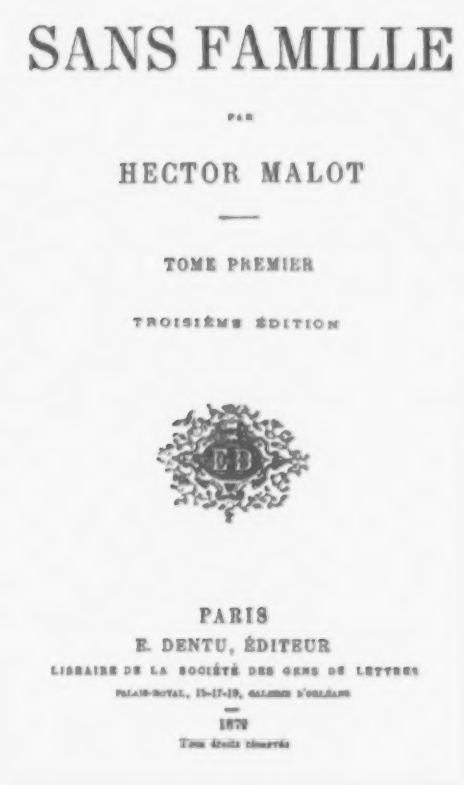
CONCLUSION

L'évolution des différentes configurations familiales dépend du sexe, de l'âge des individus et de leurs comportements distinctifs au fil des générations. Certes, on observera une croissance accrue des personnes âgées avec un environnement familial favorable, mais il y aura néanmoins un doublement des effectifs, peu importe le type de réseau familial, surtout à partir de 2021 : les *baby-boomers* feront particulièrement augmenter les effectifs d'individus dont l'environnement familial est caractérisé par l'absence d'enfants survivants, et plus généralement de sans famille. Un tel développement aura des implications importantes et inévitables sur la demande d'aide formelle en cas d'incapacité, et tant la société canadienne que québécoise doivent se préparer convenablement à cette situation inéluctable pour en minimiser les différents coûts sociaux.

ÉPILOGUE

Le livre célèbre d'Hector Malot, *Sans famille*, paru pour la première fois en 1878, est un roman qui a marqué plusieurs générations. Qui n'a pas été ému par l'histoire de Rémi, ce jeune orphelin de père et de mère qui vécut une vie tumultueuse? Cet ouvrage publié en troisième édition en 1879 a été traduit en de nombreuses langues et est toujours aussi populaire; un téléfilm a été réalisé en 2000, et les plus jeunes générations ont pris connaissance des exploits de cet aventurier par un dessin animé.

Au XXI[e] siècle, vu l'évolution de la mortalité, il n'y a plus de jeunes orphelins de père et de mère, des sans famille. Dans les années à venir, il y aura sûrement un roman qui tiendra compte de l'évolution démographique du XXI[e] siècle et qui présentera l'épopée d'une personne très âgée sans famille, sans doute une vieille dame, mais qui aura néanmoins une vieillesse remplie d'émotions et d'imprévus. Un tel roman pourrait avoir une longue vie... comme le *Sans famille* d'Hector Malot.



SANS FAMILLE

PAR

HECTOR MALOT

TOME PREMIER

TROISIÈME ÉDITION

PARIS
E. DENTU, ÉDITEUR
LIBRAIRE DE LA SOCIÉTÉ DES GENS DE LETTRES
PALAIS-ROYAL, 15-17-19, GALERIE D'ORLÉANS
1879
Tous droits réservés

Source : http://fr.wikipedia.org/wiki/Sans_famille

RÉFÉRENCES

AGREE, E. M., et K. GLASER (2009). Demography of informal caregiving. Chapter 29, dans UHLENBERG, P. (ed.), *International Handbook of Population Aging*, Vol. 1, Part VI, Netherlands: Springer, p. 647-668.

BORDELEAU, M., D. DU MAYS et J. CAMIRAND (2012). Donner et recevoir : regard croisé pour mieux comprendre l'apport et les besoins des personnes âgées dans une société vieillissante. Présentation dans le cadre du colloque : Le vieillissement démographique : de nombreux enjeux à déchiffrer. Colloque de l'Institut de la statistique du Québec (ISQ) et du Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales (CIQSS), Montréal, ACFAS, 7 et 8 mai 2012.

BOURBEAU, R., J. LÉGARÉ et N. OUELETTE (2011). Revue de la littérature sur les théories relatives à l'évolution future de l'espérance de vie et de l'espérance de vie en santé, *SEDAP Research Papers* n° 289, McMaster University, Hamilton.

CRANSWICK, K., et D. DOSMAN (2008). « Soins aux aînés : le point sur nos connaissances actuelles », *Tendances sociales canadiennes*, Statistique Canada, n° 11-008, p. 50-59.

DÉCARIE, Y., et autres (2009). Future elderly in poor health and living alone : How can their children support them? Poster presented at the 19th IAGG World Congress of Gerontology and Geriatrics. Paris, France.

DÉCARIE, Y., J. LÉGARÉ et A. BÉLANGER (2011a). Module de microsimulation pour prévoir la survie des frères et sœurs des *baby-boomers* vieillissants, Double Colloque international : Frères et sœurs du Moyen Âge à nos jours, Rennes, France.

DÉCARIE, Y., J. LÉGARÉ et A. BÉLANGER (2011b). Addition of a component about siblings in Statistics Canada LifePaths microsimulation model, 3rd General Conference of the International Microsimulation Association, Stockholm, Sweden.

DE JONG GIERVELD, J., et P. A. DYKSTRA (2002). « The long term rewards of parenting : older adult's marital history and the likelihood of receiving support from adult children », *Ageing International*, 27(3), p. 29-69.

GAYMY, J., et autres (2010). « What Will the Family Composition of Older Persons Be Like Tomorrow? A Comparison of Canada and France », *Canadian Journal of Aging*, vol. 29, n° 1, p.1-15.

KEATING, N. (2009). Critical reflections on families of older adults. Keynote lecture presented at the 19th IAGG Word Congress of Gerontology and Geriatrics, Paris, France.

LEFRANÇOIS, G., et autres (2013). Trends and characteristics affecting disability among older Canadians living in private households, Canadian Studies in Population, vol. 40, n° 3-4, [En ligne]. [http://sociology.uwo.ca/cluster/en/researchbrief3.html].

LÉGARÉ, J., et C. ALIX (2007). « La taille des familles et des fratries au Québec au cours du XX^e siècle. Quelques comparaisons avec l'Amérique du Nord », dans M. ORIS, G. BRUNET, E. WIDMER et A. BIDEAU. (éds), *Les fratries : Une démographie sociale de la germanité*, Berne, Éditions Peter Lang, *Population, famille et société*, vol. 6, p. 219-237.

LÉGARÉ, J., et autres (2012A). Older Canadian's need and receipt of home care support in the future : How are projections sensitive to changes in assumptions on future disability levels?, 41 Annual meeting of the Canadian Association on Gerontology, Aging in a changing world., Vancouver, Canada.

LÉGARÉ, J., et autres (2012b). Future care needs of older Canadians needing assistance: Who will do how much and for whom? Final Report: Project 2, Prepared for Human Resources and Skills Development Canada, contract no. 9755-09-0017/02.

LÉGARÉ, J., et autres (2009). Les futures personnes âgées les plus vulnérables en termes de santé et de mode de vie : une comparaison entre le Canada et quelques pays européens – Future older people in the most vulnerable situation in terms of health, family situation and living arrangement: a comparison of Canada with some European countries, Affiche présentée au XXVI^e Congrès international de la population, Union internationale pour l'étude scientifique de la population (UIESP), Marrakech, Maroc.

STATISTIQUE CANADA (2004). The LifePaths Microsimulation Model: An Overview. Ottawa, ON: Author. [En ligne]. [www.statcan.gc.ca/microsimulation/pdf/lifepaths-overview-vuedensemble-eng.pdf].

VÉZINA, S., et autres (2009). « L'environnement familial des Canadiens âgés de 75 ans et plus à l'horizon 2030 », *Revue Enfance, Familles, Générations*, n° 10, printemps.

POUR LA MAJORITÉ DES AÎNÉS VIVANT À DOMICILE : DES RÉSEAUX SOCIAUX ENCORE TRÈS ACTIFS

Karine Latulippe et France Lapointe[1]
Institut de la statistique du Québec

Quelle part des aînés ont des contacts réguliers avec leur famille et leurs amis? À quelle intensité? Combien d'entre eux connaissent leurs voisins ou s'impliquent dans les groupes? Pour chacune de ces questions, nous comparons différents groupes d'âge parmi les 45 ans et plus. Une analyse plus poussée est ensuite présentée pour les 55-64 ans afin d'évaluer les liens entre l'occupation principale (travail ou retraite) et la vie sociale. En outre, il semble pertinent de dresser le portrait des personnes de 65 ans et plus à travers diverses caractéristiques tels le sexe, la santé, le type de logement, le milieu de vie et la situation domestique. Pour mener à bien cette analyse descriptive, nous nous sommes appuyées sur les données du cycle 21 de l'*Enquête sociale générale* de Statistique Canada portant sur la famille, le soutien social et la retraite. Soulignons que la notion de réseaux sociaux étudiée ici ne se résume pas aux réseaux en ligne, mais englobe toutes les formes d'interactions sociales (face à face, téléphone, lettre, courriel).

L'entourage d'une personne évolue tout au long du cycle de vie. Entre autres, la présence et l'intensité des contacts avec les amis et la famille peuvent changer au moment de la retraite et en fin de vie. Les réseaux sociaux sont aussi très variables d'une personne aînée à l'autre. Certaines entretiennent plusieurs activités sociales et demeurent bien entourées alors que d'autres vivent plus isolées. À partir des données de l'*Enquête sociale générale* (ESG) de Statistique Canada de 2007 (cycle 21), cet article donne un aperçu des réseaux sociaux auxquels participent les personnes de 45 ans et plus, groupe d'âge ciblé par l'enquête de Statistique Canada.

Précisons d'emblée que l'expression « réseau social » fait référence à « l'ensemble des liens sociaux qu'entretient un individu » (Camirand et Dumitru, 2011), incluant d'une part, les interactions sociales (face à face, conversation téléphonique, courrier électronique et autres) avec la famille et les amis et, d'autre part, l'appartenance à des groupes, formels ou informels. Ainsi, nous concentrerons notre étude sur quelques indicateurs, soit la prévalence et l'intensité des contacts avec la famille et les amis, la participation à des groupes, la connaissance des voisins et, enfin, la satisfaction générale de la vie et par rapport à divers aspects de la vie sociale. Il importe, par ailleurs,

1. Les auteures remercient leurs collègues Charles Fleury et Sylvie Rheault pour leurs commentaires sur la version préliminaire du texte.

de souligner que l'enquête visait uniquement les ménages privés comportant des personnes de 45 ans et plus, les aînés résidant à temps plein dans des établissements institutionnels sont donc exclus. De ce fait, le portrait dépeint dans cet article ne représente pas la réalité des personnes vivant en milieu institutionnel.

Dans un premier temps, les comparaisons s'effectuent par tranche d'âge afin d'évaluer les relations entre le vieillissement et les réseaux sociaux. Ensuite, l'analyse descriptive s'attarde sur les liens possibles entre la retraite et les réseaux sociaux chez les 55-64 ans, la retraite constituant un passage important vers un nouveau mode de vie pour les aînés. Enfin, dans le contexte des actes du colloque sur le vieillissement, nous nous sommes concentrées sur les personnes âgées de 65 ans et plus en examinant plus en profondeur les diverses caractéristiques pouvant être associées à la vie sociale, notamment le sexe, la santé, le type de logement, le milieu de vie et la situation domestique.

MÉTHODOLOGIE

Quoique le cycle 22 (2008) de l'ESG porte spécifiquement sur les réseaux sociaux, le choix pour cette analyse descriptive s'est arrêté sur le cycle 21 (*La famille, le soutien social et la retraite*, 2007) de la même enquête étant donné le nombre plus important de répondants québécois de 65 ans et plus. Malgré quelques références à des données tirées des autres cycles de l'ESG, l'analyse se limite donc à celles du cycle 21 (2007) de l'ESG. De plus, bien que les thématiques principales de l'ESG soient reprises sur une base quinquennale, les questions sur la fréquence des contacts avec les amis et les membres de la famille du cycle 21 ne figurent pas dans les cycles 11 et 16 qui mettent plutôt l'accent sur l'entraide.

Pour le Québec, le cycle 21 de l'ESG compte 4 612 répondants de 45 ans et plus. Le taux de réponse s'élève à 57,7 % pour l'ensemble de l'échantillon canadien de l'enquête[2]. Les entrevues ont été réalisées par téléphone et la réponse par personne interposée était permise, sauf dans le cas des questions touchant les mesures de satisfaction à l'égard de la vie et des réseaux sociaux.

Dans l'enquête, les communications se définissent par les échanges par voie téléphonique, Internet/courrier électronique, télécopie ou lettre, alors que les visites supposent un contact en face à face. Dans le cas des liens familiaux, la « famille » comprend les enfants ou les parents ainsi que toutes les autres personnes apparentées (oncle, cousin, belle-mère, etc.) ne vivant pas dans le ménage. Les amis sont ceux que le répondant perçoit ainsi. Quant à la mesure de l'intensité, les « contacts réguliers » supposent un contact hebdomadaire. Le questionnaire de l'enquête ne contient pas de définition formelle de la notion de « quartier » ou de « voisinage » ; les répondants devaient donc répondre en fonction de leur compréhension, faisant référence, selon chacun, aux résidants de la rue, du pâté de maisons ou des environs immédiats. Quant à la participation à des groupes, ceux-ci peuvent être organisés formellement (organismes, réseaux, associations), ou il peut s'agir de groupes de gens qui se rencontrent régulièrement pour faire une activité ou pour parler de choses et d'autres.

La précision des estimations est calculée en tenant compte du plan de sondage de l'enquête. La méthode d'auto-amorçage (en anglais *bootstrap*) est utilisée. Aucune donnée dont le coefficient de variation est supérieur à 33 % n'est présentée, la variabilité d'échantillonnage étant considérée trop élevée. À moins de mention particulière, les coefficients de variation des estimations présentées sont inférieurs ou égaux à 15 %. Rappelons également que les données d'une enquête transversale comme l'ESG ne permettent pas d'établir de relation de cause à effet. L'analyse présentée est essentiellement descriptive et s'appuie en général sur des tests bivariés. Comme les variables en présence sont toutes catégoriques, on a eu recours à des tests du khi deux qui tiennent compte du plan de sondage complexe de l'enquête; la correction de Satterhwaite du test habituel est alors privilégiée. Au besoin, on a pris soin de tester les interactions avec une troisième variable à l'aide de modèles de régression logistique; les poids d'auto-amorçage ont servi à tenir compte du plan de sondage de l'enquête dans les calculs de précision des estimations et les tests effectués. Sauf avis contraire, les différences présentées dans le texte sont statistiquement significatives au seuil de 5 %.

2. Pour plus de détails concernant l'enquête, voir le site [En ligne]. [www5.statcan.gc.ca/bsolc/olc-cel/olc-cel?lang=fra&catno=12M0021X].

L'intensité et les types de réseaux sociaux selon l'âge

Bien que la vieillesse ne puisse se définir uniquement par l'âge chronologique, l'analyse par tranche d'âge des réseaux sociaux chez les 45 ans et plus n'est pas sans intérêt. En effet, en vieillissant, les conditions de vie se modifient, entraînant avec elles des changements dans les interactions familiales et sociales. De façon générale, le groupe d'âge de 45 à 54 ans est majoritairement formé de personnes actives sur le marché du travail. La seconde tranche, soit celle des 55-64 ans, est souvent marquée par une période de transition travail-retraite. Dans la deuxième partie de cet article, une attention particulière lui sera d'ailleurs accordée. Le groupe suivant (65-74 ans) réunit des aînés étant pour la plupart à la retraite, mais socialement actifs. Enfin, parmi les personnes de 75 ans et plus, plusieurs doivent composer avec un état de santé en déclin, des besoins d'aide plus importants pour effectuer leurs activités quotidiennes et des réseaux sociaux qui s'effritent graduellement. Les prochains paragraphes résument la comparaison de ces quatre groupes quant au type et à l'intensité des relations sociales.

Tableau 1 **Proportion de la population de 45 ans et plus n'ayant pas communiqué ou vu leur famille ou leurs amis au cours du dernier mois, selon l'âge, Québec, 2007**

	Communiqué		Vu	
	Famille[1]	Amis[1]	Famille	Amis[1]
	%			
45-54 ans	5,3	9,5	14,2	10,5
55-64 ans	6,1	13,1	13,8	13,7
65 ans et plus	7,1	18,0	15,3	17,4
65-74 ans	5,3*	14,7	14,0	13,6
75 ans et plus	9,6*	22,3	17,1	22,4
Total 45 ans et plus	**6,1**	**13,2**	**14,4**	**13,6**

* Coefficient de variation entre 15 % et 25 %; interpréter avec prudence.

1. Test du khi-deux significatif au seuil de 0,05.

Source : Statistique Canada, *Enquête sociale générale*, 2007, fichier de microdonnées à grande diffusion.

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

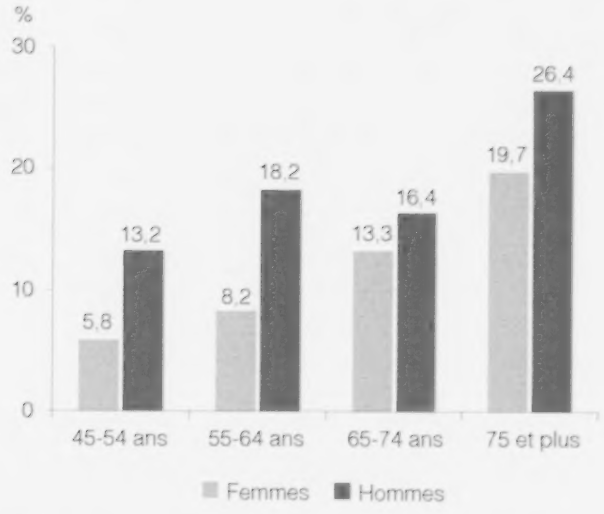
La famille et les amis

Pour l'ensemble des Québécois de 45 ans et plus, les données montrent une association significative entre le groupe d'âge et, d'une part, les communications avec la famille et, d'autre part, le fait de voir ses amis. Pour les communications mensuelles avec la famille, le groupe d'âge des 75 ans et plus se distingue avec une proportion plus élevée de personnes n'ayant pas eu ce type d'interaction au cours du dernier mois, la proportion s'élevant à 10 % contre environ 6 % pour les 45 ans et plus. Quoique l'on ne puisse rien conclure à propos de la relation entre l'âge et les visites avec la famille, il en va autrement de la relation entre l'âge et les visites mensuelles aux amis. De près de 11 % chez les 45-54 ans, la proportion de personnes n'ayant pas vu leurs amis au cours du dernier mois augmente à 14 % chez les 55-64 ans et les 65-74 ans, avant d'atteindre 22 % chez les 75 ans et plus (tableau 1). La diminution des communications et des visites avec les années[3] pourrait s'expliquer par le décès successif des connaissances (les amis comme la fratrie) ainsi que les limitations d'activités liées à la détérioration de l'état de santé et à la perte d'autonomie.

Pour ce qui est des communications avec les amis au cours du dernier mois précédant l'enquête, l'association avec l'âge varie selon le sexe, puisque ceux-ci ne suivent pas le même modèle. Chez les femmes, la proportion de personnes n'ayant pas communiqué avec des amis au cours du dernier mois s'accroît généralement avec l'âge, pour atteindre un sommet de 20 % chez les 75 ans et plus. Chez les hommes, cette proportion ne diffère qu'entre les 75 ans et plus et les autres groupes d'âge, les premiers n'ayant pas communiqué avec des amis dans une proportion de 26 % contre 13 % à 18 % chez les seconds (figure 1). Aucune interaction significative n'est cependant observée entre l'âge et le sexe en ce qui a trait aux communications et aux visites avec la famille sur une période d'un mois, de même que pour les visites aux amis.

3. Puisque les données sont tirées d'une enquête transversale, les constats s'appuient sur l'hypothèse que les changements de comportement suivent une même tendance d'une génération à l'autre, même s'ils peuvent être appelés à changer, notamment avec un plus grand accès à Internet. Cette hypothèse n'a toutefois pu être vérifiée et constitue une limite de l'étude.

Figure 1 Proportion de la population de 45 ans et plus n'ayant pas communiqué avec leurs amis au cours d'un mois selon l'âge et le sexe[1], Québec, 2007



1. Pour les hommes et pour les femmes, le test du khi-deux est significatif au seuil de 0,05.

Note : Toutes les estimations présentées ont un bon degré de précision (coefficient de variation inférieur à 15 %).

Source : Statistique Canada, *Enquête sociale générale*, 2007, fichier de microdonnées à grande diffusion.

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

Tableau 2 Proportion de la population de 45 ans et plus ayant eu des communications ou des visites journalières avec leur famille ou leurs amis parmi ceux qui ont eu des contacts au cours du dernier mois, selon l'âge, Québec, 2007

	Communiqué		Vu	
	Famille[1]	Amis	Famille[1]	Amis[1]
	%			
45-54 ans	15,5	9,8	7,3	9,0
55-64 ans	16,1	8,4	8,6	8,3
65 ans et plus	21,9	10,6	11,2	10,2
65-74 ans	22,5	10,0	11,1	7,7
75 et plus	21,1	11,6	11,4	14,0
Total 45 ans et plus	**17,7**	**9,6**	**8,9**	**9,2**

1. Test du khi-deux significatif au seuil de 0,05.

Note : Toutes les estimations présentées ont un bon degré de précision (coefficient de variation inférieur à 15 %).

Source : Statistique Canada, *Enquête sociale générale*, 2007, fichier de microdonnées à grande diffusion.

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

Si les données précédentes nous montrent que les personnes plus âgées, surtout très âgées, sont plus nombreuses à ne pas avoir eu de contacts au cours du dernier mois, que cela soit avec la famille ou avec les amis, lorsqu'elles en ont, ceux-ci sont cependant plus fréquents. D'abord, en ce qui concerne notamment les contacts journaliers avec la famille, les 75 ans et plus ont un comportement similaire à celui des 65-74 ans, mais se différencient des 45-54 ans et des 55-64 ans. Ainsi, parmi les personnes qui ont communiqué avec leur famille au cours du dernier mois, la proportion des 65 ans et plus l'ayant fait tous les jours sur une période d'un mois avoisine une personne sur cinq, contre un peu moins d'une personne sur six chez les 45 à 64 ans. Dans le cas des visites, il s'agit d'environ 11 % des personnes de 65 ans et plus qui ont vu un membre de leur famille de façon journalière contre environ 8 % des personnes de 45 à 64 ans.

L'intensité des relations avec les amis varie beaucoup moins selon l'âge, si ce n'est que les 75 ans et plus sont proportionnellement plus nombreux que les plus jeunes à avoir eu des contacts très fréquents en face à face avec des amis au cours du dernier mois (14 % des personnes de 75 ans et plus en ont eu de façon journalière contre environ 8 % chez ceux de moins de 75 ans) (tableau 2).

L'enquête de 2007 comporte toutefois des limites. À ce titre, elle ne dit rien sur la qualité des contacts tout comme elle ne permet pas d'étudier l'importance du réseau et les changements qui peuvent s'opérer à l'intérieur de celui-ci lors des différentes transitions de la vie, tels le passage à la retraite, le décès d'un proche ou le déclin des capacités. Cela étant, en s'appuyant sur les résultats de l'*Enquête sociale générale* de 2006[4], on constate que plus les personnes vieillissent, plus elles sont susceptibles

4. Statistique Canada. *Enquête sociale générale sur les transitions familiales*, 2006 (cycle 20).

de ne pas avoir d'amis sur qui compter. Ainsi, c'est près d'un Québécois de 75 ans et plus sur quatre qui n'a pas d'ami sur qui compter. En comparaison, cette proportion est sous la barre du 5 % chez les 25-34 ans[5] (données non illustrées). Lyndsay (2008) soulignait, sur la base des résultats de cette même enquête, que la présence d'au moins un ami proche a un impact sur l'isolement. En fait, les amis ne jouent pas le même rôle que la famille, ayant notamment un effet positif plus important sur le moral des personnes âgées :

> Les membres de la famille représentent la principale source de contact et d'aide pour les personnes âgées. Par contre, le contact des amis est essentiel au bien-être et peut, dans certains cas, s'avérer plus important que les contacts familiaux pour accroître le moral. Les contacts amicaux sont habituellement volontaires et sont établis pour leurs avantages intrinsèques. Les contacts familiaux présentent également des avantages intrinsèques, mais ils se traduisent souvent par l'aide que la personne âgée reçoit de parents plus jeunes; ils peuvent, par conséquent, accroître le sentiment de dépendance et de perte d'autonomie chez les aînés[6].

La connaissance des voisins et l'implication dans des groupes formels ou informels

La connaissance des voisins peut aussi contribuer à diminuer les risques d'isolement. Comme les résultats de l'*Enquête sociale générale* de 2005 sur l'emploi du temps le montrent, les relations avec les voisins ont leur importance dans la constitution des réseaux sociaux, surtout chez les aînés. Ainsi, au Québec en 2005[7], chez les 65 ans et plus, près de 12 % de leurs proches[8] sont des voisins comparativement à 6 % chez les 15-54 ans (données non illustrées).

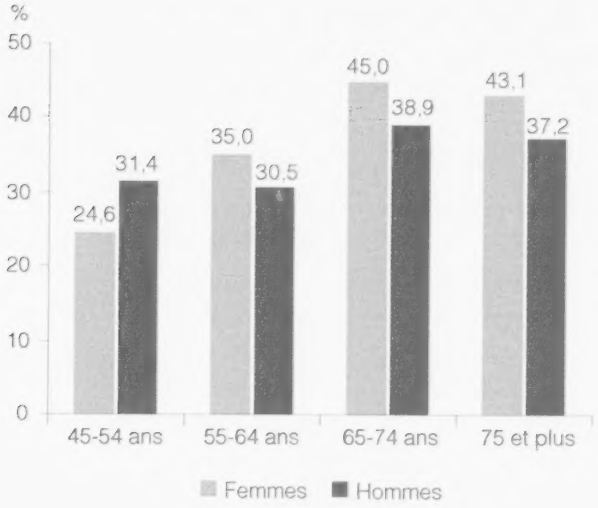
Les données provenant de l'enquête de 2007 révèlent, par ailleurs, que 47 % des personnes de 65-74 ans connaissent la plupart ou de nombreux voisins. Cette proportion approche plutôt 40 % chez les autres groupes d'âge (45-54 ans, 55-64 ans et 75 ans et plus) (données non illustrées). Puisque la connaissance du voisinage est corrélée positivement au nombre d'années vécues dans le quartier, cela peut expliquer la proportion plus élevée chez les 65-74 ans par rapport aux Québécois des autres groupes d'âge. Deux hypothèses pourraient justifier la diminution observée entre le groupe des 65-74 ans et celui des 75 ans et plus. D'une part, après 75 ans, bon nombre de personnes âgées recherchent un espace mieux adapté à leurs besoins qui ne se retrouve pas nécessairement dans le même voisinage qu'avant. D'autre part, les personnes qui demeurent dans le quartier voient tranquillement leurs voisins partir, remplacés par de nouveaux qu'elles ne connaissent pas (Lavoie et Rose, 2012).

Dans cette même enquête, certaines questions ont trait à la participation des 45 ans et plus dans des groupes. Ces activités sociales, loin de se limiter au bénévolat, ont également leur importance dans la création de réseaux sociaux. Les données montrent que le comportement des hommes et des femmes par rapport aux groupes formels ou informels diffère selon l'âge (figure 2). Ainsi, on constate que pour les Québécoises, l'implication dans les groupes augmente jusqu'à 75 ans, passant d'un taux de participation de 25 % chez les 45-54 ans, à 35 % chez les 55-64 ans et 45 % chez les 65-74 ans, sans diminuer de façon significative par la suite. Pour les hommes, la proportion de personnes associées à des groupes formels ou informels ne diffère pas entre 45 et 64 ans (± 31 %) et augmente à 39 % chez les personnes de 65-74 ans. Aucune baisse significative n'est observée après 75 ans. En d'autres mots, la proportion d'hommes impliqués permet de distinguer les 45 à 64 ans des 65 ans et plus. En fait, comme nous le verrons dans les parties subséquentes, d'autres facteurs sont liés à l'implication et viennent s'additionner à l'âge, comme la santé et l'occupation principale. Il n'est dès lors pas étonnant que la proportion de personnes impliquées fasse un bond à partir de 55-64 ans, âges auxquels une majorité de personnes prennent leur retraite (figure 2).

---

5. Compilation à partir du fichier de microdonnées à grande diffusion.
6. D. Pushkar et T. Arbuckle, (2002 : 14-15).
7. Compilation à partir du fichier de microdonnées à grande diffusion. Cycle 19 de l'ESG : Emploi du temps.
8. Selon le questionnaire : « Les personnes que vous considérez comme vos proches peuvent être celles avec qui vous discutez de questions importantes ou avec qui vous communiquez souvent, ou encore celles sur qui vous pouvez compter lorsque vous avez besoin d'aide. » Compilation à partir du fichier de microdonnées à grande diffusion.

Figure 2 Proportion de la population de 45 ans et plus qui s'impliquent dans des groupes selon l'âge et le sexe[1], Québec, 2007



1. Pour les hommes et pour les femmes, le test du khi-deux est significatif au seuil de 0,05.

Note : Toutes les estimations présentées ont un bon degré de précision (coefficient de variation inférieur à 15 %).

Source : Statistique Canada, *Enquête sociale générale*, 2007, fichier de microdonnées à grande diffusion.

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

Selon Raymond et coll. (2008), l'augmentation de l'espérance de vie, le développement de la scolarisation, la valorisation du bénévolat, la diminution de l'âgisme, l'accroissement des lieux et des possibilités de bénévolat, l'amélioration de l'état de santé et la volonté de rester actif représentent autant de facteurs favorisant l'implication des personnes âgées. Celle-ci constitue aussi une bonne occasion pour elles de se faire des amis. Cela étant, comme le soulignent Turcotte et Schellenberg (2006), il est possible que les aînés qui ont le plus d'amis soient aussi plus susceptibles de faire partie d'un organisme ou de faire du bénévolat. Malgré leur plus grande implication, plus de huit Québécois sur dix âgés de 65 ans et plus ont dit, dans le cadre de l'*Enquête sociale générale* de 2003 (cycle 17), ne pas avoir rencontré au cours du dernier mois de nouvelles personnes avec lesquelles ils souhaitaient rester en contact, comparativement à sept sur dix pour le groupe d'âge des 25 à 64 ans (données non illustrées)[9].

Les réseaux sociaux et le bien-être

Le fait d'avoir des contacts réguliers n'est toutefois pas garant du sentiment d'être bien entouré. Sur ce, on peut distinguer l'isolement social, qui se traduit par un nombre limité de contact, volontaire ou involontaire, de la solitude sociale, qui se définit davantage par le sentiment généré que par la présence ou non de contact. (Hall et Havens, 2002 : 36). Les deux semblent néanmoins généralement liés. D'ailleurs, alors qu'on observait un isolement plus fréquent chez les personnes de 75 ans et plus, le tiers de ces personnes ont déclaré que la présence des autres leur manquait, alors que cette proportion n'était que du quart chez les 45-74 ans. Dans le même sens, les personnes âgées de 75 ans et plus sont moins satisfaites de leur vie en général que les personnes de 45 à 74 ans (69 % contre 76 % pour l'ensemble des 45 ans et plus) (tableau 3). Les personnes très satisfaites de leur vie en général sont en fait plus susceptibles que les autres d'avoir le sentiment d'avoir suffisamment de gens autour d'eux.

Tableau 3 Bien-être et réseaux sociaux chez les personnes de 45 ans et plus, selon l'âge, Québec, 2007

	Très satisfait de leur vie en général[1]	Sentiment que la présence des autres leur manque[1]
	%	
45-54 ans	76,6	24,7
55-64 ans	76,5	26,5
65 ans et plus	74,2	28,0
65-74 ans	78,2	24,3
75 et plus	69,0	33,2
Total 45 ans et plus	**75,9**	**26,2**

1. Test du khi-deux significatif au seuil de 0,05.

Note : Toutes les estimations présentées ont un bon degré de précision (coefficient de variation inférieur à 15 %).

Source : Statistique Canada, *Enquête sociale générale*, 2007, fichier de microdonnées à grande diffusion.

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

9. Données compilées à partir du fichier de microdonnées à grande diffusion.

En résumé, les réseaux sociaux, la participation sociale et le bien-être changeraient surtout à partir de 75 ans. La proportion des personnes n'ayant pas de contacts mensuels (en personne ou à distance) tend alors à s'accroître, surtout lorsqu'il s'agit des amis. Rappelons toutefois que les répondants étaient en ménage privé; le portrait serait différent si l'on avait inclus ceux qui vivent en institution. À l'instar de Pushkar et Arbuckle (2002) qui ont étudié les aînés canadiens, on peut penser que les 75 ans et plus seraient plus susceptibles d'être isolés. Cela serait dû au fait que, en vieillissant, le cercle de personnes proches se rétrécit graduellement à la suite du décès du conjoint ou d'un membre de la famille ou encore, à la suite d'un déménagement dans un nouveau logement. Ces pertes successives pourraient jouer un rôle dans la diminution de la satisfaction de la vie en général et dans l'accroissement du sentiment que les autres leur manquent, d'autant plus que l'intensité des contacts avec les autres tend à être plus forte à cet âge qu'aux autres âges.

Transition travail-retraite

Quoique l'âge d'admissibilité aux prestations de la pension de vieillesse se situe à 65 ans en 2007, soit l'année de l'enquête, la période entre 55-64 ans représente celle où la majorité de la population québécoise se retire du marché du travail[10]. Certains le font progressivement, d'autres se retirent temporairement et retournent ensuite sur le marché du travail, alors que d'autres se retirent complètement et définitivement. En outre, il serait difficile d'évaluer les indicateurs ciblés selon le nombre d'années depuis la fin du travail puisque, comme l'évoque Crespo (2007 : 51) dans son article, « de plus en plus, la transition [travail-retraite] consiste en une séquence d'événements de retraite plutôt qu'en un événement unique ». Néanmoins, de façon globale, circonscrire la tranche d'âge permet d'étudier l'impact de l'activité principale, soit le travail ou la retraite, sur les réseaux sociaux, tout en limitant l'effet de l'âge.

Le passage à la retraite peut signifier plusieurs choses. Il constitue un changement important pour l'emploi du temps, mais aussi une transformation du cercle d'amis, le réseau social lié au travail pouvant être abandonné au profit de nouvelles activités. À noter que les personnes qui ont indiqué avoir des problèmes de santé de longue durée[11], qui cherchaient un emploi ou qui effectuaient à temps plein un travail de maison ont été exclues pour cette partie de l'analyse puisque nous ne pouvions pas contrôler les paramètres externes sur la prévalence et l'intensité des réseaux sociaux. La proportion de la population que ces raisons représentent est toutefois minime[12].

Même si les retraités ont potentiellement plus de temps pour leurs activités sociales, les données montrent que l'occupation principale (travail ou retraite) des personnes de 55 à 64 ans a peu de lien avec le fait de voir ou de communiquer avec sa famille ou encore de visiter ses amis au cours d'une période d'un mois. L'intensité des communications et des visites (données non illustrées) n'est pas non plus affectée par l'activité principale. Ainsi, près de 94 % des personnes de 55-64 ans, qu'elles travaillent ou qu'elles soient à la retraite, ont communiqué avec leur famille au cours du dernier mois. Cette proportion s'élève à 88 % pour les communications avec les amis. Par contre, dans le cas des communications avec les amis, on décèle un écart chez les femmes. Les femmes retraitées ont été proportionnellement plus nombreuses à communiquer avec leurs amis au cours du dernier mois que celles qui travaillaient (97 % contre 90 %). Quant aux contacts en face à face, 88 % des personnes de 55-64 ans, en retraite ou au travail, ont vu des membres de leur famille ou des amis au cours du dernier mois (données non illustrées). L'absence d'écart entre les personnes au travail et celles à la retraite peut s'expliquer par le fait que cela pourrait prendre quelques années avant que les relations issues du travail s'effritent; ou encore, on peut penser que le réseau social se modifie suite à la retraite sans nécessairement se réduire ou s'accroître (Delbès et Gaymu, 2003).

---

10. L'âge moyen était de 60 ans en 2007, année de l'enquête, selon Statistique Canada, totalisation spéciale, données non publiées, *Enquête sur la population active*, 2007. En 2011, l'âge moyen se situe à 61 ans.

11. Ces personnes n'avaient pas mentionné ni le travail, ni la retraite comme activité principale.

12. 17 % des 65 ans et plus. Le groupe le plus important est constitué de personnes dont l'activité principale était le travail de maison qui est formé majoritairement de « femmes au foyer » qui ont peu ou pas travaillé à l'extérieur du domicile au cours de leur vie. Étudier la transition travail-retraite n'est donc pas pertinent dans leur cas.

En fait, l'impact le plus important de cette période de transition travail-retraite touche l'implication dans les groupes formels ou informels. En effet, 44 % des retraités contre 28 % des travailleurs âgés de 55-64 ans sont impliqués dans des groupes formels ou informels. De plus, on constate que 13 % des retraités ont augmenté leur implication au cours des cinq dernières années, contre 6 % des travailleurs (données non illustrées). Ainsi, ces écarts pourraient expliquer que les communications et visites avec les amis ne soient pas différentes entre les personnes retraitées ou en emploi, les relations professionnelles étant peut-être remplacées par de nouvelles connaissances faites par l'entremise de ces groupes.

Par ailleurs, on ne détecte pas de différence significative entre la proportion de Québécois de 55-64 ans qui se sentent seuls parmi ceux qui sont à la retraite et ceux qui travaillent (autour du quart dans les deux cas). Cependant, toute proportion gardée, les retraités de cet âge seraient légèrement plus nombreux que les travailleurs à être très satisfaits de leur vie en général (83 % contre 77 %) (données non illustrées).

Bref, bien qu'on puisse penser que la qualité des relations et la provenance des amis se modifient au cours de la période de transition travail/retraite, on ne constate pas de changements significatifs sur la prévalence et l'intensité des contacts. Seule l'implication dans les groupes suggère des transformations plus marquées dans les activités sociales des retraités par rapport à celles des travailleurs du même groupe d'âge.

Les réseaux sociaux des personnes de 65 ans et plus

Si l'on concentre notre analyse davantage sur les aînés (65 ans et plus), on constate que de nombreux facteurs affectent le dynamisme de leurs réseaux, tout comme leurs contacts avec les voisins ou leur implication dans des groupes formels ou informels. L'analyse descriptive qui suit examine plusieurs de ces facteurs (ex. : sexe, scolarisation, situation domestique, etc.). Nous ne retiendrons que ceux qui présentent une relation statistiquement significative. Soulignons aussi que même si nous sommes conscients du fait que les 65 ans et plus ne représentent pas un groupe parfaitement homogène, faute d'échantillon suffisamment important, nous ne distinguons pas les 65-74 ans des 75 ans et plus.

Les contacts avec la famille et les amis et leur intensité

De façon générale, on constate qu'une grande majorité des personnes de 65 ans et plus entretiennent des contacts réguliers avec leur famille et leurs amis. Au total, 93 % des personnes de 65 ans et plus ont communiqué avec leur famille au cours du dernier mois. Ce pourcentage diminue à 82 % dans le cas des amis. En ce qui a trait aux visites, les proportions sont de 85 % pour la famille et de 83 % pour les amis (tableau 4).

Si l'on examine l'intensité des contacts au cours du dernier mois, on remarque que les deux tiers des personnes de 65 ans et plus qui ont parlé ou écrit à leur famille au cours du dernier mois l'ont fait toutes les semaines et la moitié ont vu un des membres à cette même fréquence. En ce qui concerne les amis, un peu plus de la moitié des personnes ont communiqué avec eux ou les ont vus au moins une fois par semaine au cours du dernier mois (tableau 5).

Par rapport aux hommes, les femmes sont plus nombreuses proportionnellement à communiquer chaque mois avec leur famille (95 % c. 90 %), et ce, de façon plus intensive, soit 73 % à toutes les semaines contre 60 % des hommes. Quoique l'on n'observe pas de différence quant à la présence de communication avec les amis au cours d'un mois, 57 % des femmes qui en ont eu ont communiqué avec leurs amis toutes les semaines contre 48 % des hommes. En ce qui concerne les contacts face à face (famille ou amis), l'intensité des visites à la famille est plus importante chez les femmes (54 % c. 46 %) (tableaux 4 et 5).

Par ailleurs, les réseaux sociaux représentent une source de soutien inestimable pour les personnes malades. Ainsi, la relation entre la prévalence et l'intensité des contacts et l'état de santé mérite qu'on s'y attarde. Bien qu'il soit difficile de dire si les personnes malades entretiennent moins leur réseau social ou si le fait d'avoir un réseau social a un impact positif sur la santé (Halls et Havens : 2002), les études tendent toutes vers une corrélation positive entre les deux (Andrew, 2005). À ce titre, les personnes dont l'état de santé est passable ou mauvais sont proportionnellement moins nombreuses à avoir vu et communiqué avec leur famille ou leurs amis au cours du dernier mois. Ainsi, près de 89 % ont communiqué avec leur famille, soit cinq points de pourcentage de moins que les personnes ayant déclaré un état de santé excellent,

Tableau 4 Proportion de la population de 65 ans et plus ayant communiqué ou vu leur famille ou leurs amis au cours du dernier mois, selon certaines caractéristiques sociodémographiques, Québec, 2007

	Communiqué		Vu	
	Famille	Amis	Famille	Amis
	%			
Total 65 ans et plus	**92,9**	**82,0**	**84,7**	**82,6**
Sexe	[1]			
Femme	95,4	83,7	85,7	80,9
Homme	89,7	79,7	83,3	84,9
État de santé	[1]	[1]	[1]	[1]
Excellente ou très bonne	93,6	87,0	85,5	87,4
Bonne	94,9	81,9	87,8	84,7
Passable ou mauvaise	88,7	73,2	78,9	72,1
Situation domestique				
Vit seul	94,3	82,9	86,0	86,0
Vit en couple (avec ou sans enfant)	92,0	82,9	85,7	85,7
Province		[1]	[1]	[1]
Québec	92,9	82,0	84,7	82,6
Ontario	91,3	87,5	77,9	84,5
Colombie-Britannique	89,7	89,7	70,3	84,4
Région des Prairies	91,6	89,6	75,4	86,8
Région de l'Atlantique	92,6	87,7	84,0	89,9

1. Test du khi-deux significatif au seuil de 0,05.

Note : Toutes les estimations présentées ont un bon degré de précision (coefficient de variation inférieur à 15 %).

Source : Statistique Canada, *Enquête sociale générale*, 2007, fichier de microdonnées à grande diffusion.

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

très bon ou bon. La différence est aussi marquée en ce qui a trait aux communications avec les amis, où la proportion de personnes ayant communiqué avec l'un d'entre eux au cours du dernier mois est de 73 % chez les personnes déclarant un état de santé passable ou mauvais, comparativement à 87 % chez celles déclarant une santé excellente ou très bonne (tableau 4). On peut toutefois supposer que les personnes moins en santé sont, de façon générale, plus âgées.

Autres personnes à risque, les aînés vivant seuls peuvent être plus susceptibles de souffrir d'isolement. Or, on constate que bon nombre de ceux-ci compensent par une vie sociale plus intense. En effet, bien que la situation domestique ne soit pas liée significativement à la prévalence de contacts au cours d'un mois, des différences ressortent quant à l'intensité. Ainsi, parmi les personnes de 65 ans et plus ayant eu des contacts mensuels, celles habitant seules sont proportionnellement plus nombreuses à communiquer toutes les semaines avec leur famille, 71 % contre 65 % chez les personnes vivant en couple. La relation entre la situation domestique et les communications avec la famille semble plus marquée chez les 75 ans et plus (données non présentées), mais la taille de l'échantillon ne permet pas de démontrer une différence statistiquement significative. On peut donc penser, sans l'affirmer avec certitude, que les enfants s'inquiètent et prennent davantage de nouvelles de leurs parents habitant seuls. Les personnes vivant seules sont aussi proportionnellement plus nombreuses à voir leur famille de façon très fréquente (55 %) que celles qui vivent en couple (48 %) (tableau 5).

Tableau 5 Proportion de la population de 65 ans et plus ayant eu des contacts fréquents avec leur famille et leurs amis au cours d'une période d'un mois parmi ceux qui ont eu des contacts au cours d'une période d'un mois, selon certaines caractéristiques sociodémographiques, Québec, 2007

	Communiqué fréquemment		Vu fréquemment	
	Famille	Amis	Famille	Amis
	%			
Total 65 ans et plus	**67,6**	**53,1**	**50,2**	**51,0**
Sexe	[1]	[1]	[1]	
Femme	73,4	56,6	53,5	52,3
Homme	59,7	48,4	45,9	49,5
État de santé				
Excellente ou très bonne	69,5	52,1	46,5	48,6
Bonne	65,7	52,8	53,8	54,3
Passable ou mauvaise	67,5	56,5	52,6	50,4
Situation domestique	[1]	[1]	[1]	[1]
Vit seul	71,4	61,1	54,6	58,1
Vit en couple (avec ou sans enfant)	65,2	48,1	47,6	47,2
Province	[1]	[1]	[1]	[1]
Québec	67,6	53,1	50,2	51,0
Ontario	61,1	59,2	42,6	52,1
Colombie-Britannique	58,3	63,0	43,8	58,2
Région des Prairies	58,8	61,1	40,7	53,8
Région de l'Atlantique	67,3	66,0	58,1	65,4

1. Test du khi-deux significatif au seuil de 0,05.

Note : Toutes les estimations présentées ont un bon degré de précision (coefficient de variation inférieur à 15 %).

Source : Statistique Canada, *Enquête sociale générale*, 2007, fichier de microdonnées à grande diffusion.

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

Quant aux contacts avec les amis, parmi les personnes ayant communiqué avec eux au cours du dernier mois, six personnes de 65 ans et plus vivant seules sur dix l'ont fait toutes les semaines contre près d'une personne sur deux vivant en couple. Le même constat est observé dans le cas des rencontres puisque 58 % des personnes seules ont vu des amis toutes les semaines par rapport à 47 % pour les personnes vivant en couple (tableau 5).

Le Québec partage avec la région de l'Atlantique les proportions les plus élevées de contacts mensuels en face à face avec la famille (près de 85 % contre une moyenne canadienne de 79 %). La différence n'est toutefois pas significative en regard des communications (93 % c. 92 %). Le Québec et la région de l'Atlantique se démarquent également par une plus forte intensité des communications et des visites avec la famille. Ainsi, parmi celles qui ont eu des contacts mensuels, environ les deux tiers des personnes de ces deux régions ont communiqué avec un membre de leur famille toutes les semaines; ces proportions s'élèvent à moins de six personnes sur dix dans les autres régions. Dans le cas des visites, l'intensité est un peu plus faible au Québec que dans les régions de l'Atlantique (50 % c. 58 %), mais demeure plus importante que dans les autres régions du Canada (tableaux 4 et 5).

Le constat est presque inversé en ce qui a trait aux amis. En effet, la proportion de Québécois ayant communiqué avec des amis au cours du mois dernier s'élève à 82 % au Québec contre environ 88 %-90 % dans les autres régions. De plus, au Québec, parmi les personnes qui ont communiqué avec des amis, 53 % ont eu des communications fréquentes contre plus de 60 % dans le reste du Canada. En ce qui a trait aux contacts en personnes, les intensités les plus faibles au Canada se retrouvent

au Québec, en Ontario et dans la région des Prairies. Dans ces régions, environ une personne sur deux a vu des amis toutes les semaines, alors que dans la région de l'Atlantique, 65 % ont visité leurs amis à cette même fréquence (tableaux 4 et 5).

Il est également intéressant d'examiner si le type d'agglomération où l'on vit est associé à la fréquence des visites à la famille ou aux amis pour vérifier si les personnes dans les petites ou les grandes agglomérations sont plus susceptibles d'être isolées socialement. Toutes proportions gardées, les 65 ans et plus qui habitent en milieu rural sont plus nombreux à voir chaque mois leur famille (89 %) que ceux habitant dans les grands centres urbains (83 %). Soulignons que selon Therrien (2009), la mobilité en milieu rural dépend surtout de la présence d'autres personnes dans le ménage, de leur âge et s'ils conduisent. Il est donc possible que les conclusions soient différentes si l'on pouvait observer uniquement les 75 ans et plus, groupe d'âge où la mobilité est moindre. On n'observe aucune relation significative entre le type d'agglomération et les communications mensuelles, que celles-ci soient avec la famille ou les amis (93 % pour la famille et 82 % pour les amis) (données non illustrées).

Le lien entre les contacts et les revenus suscite aussi un certain intérêt. Parmi les types de contacts (communication ou visite à la famille ou aux amis), l'un ressort clairement. En effet, toutes proportions gardées, les aînés caractérisés par un faible revenu du ménage (moins de 20 000 $/an) auraient tendance à être moins nombreux à avoir vu leurs amis au cours du dernier mois (79 %) que les autres (84 % de ceux ayant un revenu de 20 000 $ à 39 999 $ et 86 % de ceux ayant un revenu supérieur à 40 000 $) (données non illustrées)[13]. Il est toutefois probable que ce revenu plus élevé révèle tout simplement que ces personnes sont encore sur le marché du travail.

En outre, les données de l'enquête révèlent que les personnes de 65 ans et plus qui utilisent Internet sont proportionnellement plus nombreuses à avoir communiqué avec leurs amis que celles ne l'ayant pas utilisé au cours du dernier mois (93 % c. 78 %) (données non illustrées).

Bien que nous n'observions pas de relation statistiquement significative, selon les données de l'*Enquête canadienne sur l'utilisation d'Internet* de 2007 de Statistique Canada, de nombreux internautes âgés de 65 ans et plus sont d'avis que le courrier électronique a resserré leurs liens familiaux en leur permettant de communiquer beaucoup plus souvent avec les membres de leur famille (Vennhof et Timusk, 2009 : 30).

Risques d'isolement

Compte tenu des résultats précédents, il est intéressant de reprendre l'ensemble de l'analyse pour les 65 ans et plus afin de regarder si ceux-ci sont isolés socialement en prenant comme seuil de référence une semaine et en regroupant les formes de contacts (communication et face à face) selon le type d'interlocuteurs (famille ou amis)[14]. Une telle analyse permet de mieux saisir l'importance de l'isolement chez les 65 ans et plus, le seuil d'un mois utilisé précédemment sous-estimant sans doute le phénomène. L'absence de contacts en dehors du ménage sur une période d'une semaine peut, en effet, s'avérer une durée assez longue, surtout pour des personnes qui ne sont pas occupées par leur travail et qui n'ont pas la possibilité d'échanger de façon quasi quotidienne avec des collègues. Ainsi, au tableau 6, les données illustrent les risques d'isolement social des personnes selon diverses caractéristiques. On constate que 31 % des personnes de 65 ans et plus vivant dans un domicile privé n'ont eu aucun contact avec leur famille (communication ou visite) au cours de la dernière semaine. Cette proportion s'élève à 44 % pour les contacts avec les amis.

Des différences ressortent entre les hommes et les femmes, notamment en ce qui a trait aux liens avec la famille : 39 % des hommes n'ont eu aucun contact avec leur famille au cours d'une semaine comparativement à 25 % des femmes. Pour les amis, 48 % des hommes sont en situation d'isolement contre 42 % des femmes. Deux explications sont possibles. La première, en cas de divorce, les liens avec le père tendent souvent à s'affaiblir. Les pères peu présents auprès de leurs enfants lorsque ceux-ci sont très jeunes n'ont souvent pas davantage de contacts

13. Les catégories de revenu ont été divisées selon les proportions suivantes : 26 % de la population ont un revenu de ménage entre 0 $ et 19 999 $; 40 % entre 20 000 $ et 39 999 $ et 34 % de 40 000 $ et plus.

14. Le questionnaire de l'enquête nous renseigne sur la fréquence de contacts au cours d'une période d'un mois ; c'est donc dire que l'indicateur d'isolement choisi correspond à l'absence de contact hebdomadaire au cours du dernier mois.

avec leur progéniture lorsque celle-ci vieillit. La seconde, les hommes vivent moins souvent seuls que les femmes, ils ressentent donc moins le besoin d'avoir des contacts hors ménage. (Cadolle, 2005 : 90)

Selon les données de l'Institut de la statistique du Québec, en 2008, 31 % des personnes de 65 ans et plus vivent seules. Cette proportion s'élève à 40 % chez les 75 ans et plus[15]. Comme nous l'avons vu précédemment, bien que le risque d'isolement puisse sembler plus grand lorsque la personne vit seule, les chiffres ne nous laissent pas croire à une telle association. En effet, la proportion de personnes seules n'ayant pas eu de contacts avec la famille ou des amis sur une semaine est plus faible que pour les personnes vivant en couple. Neuf points d'écart sont constatés dans les proportions dans le cas de la famille (25 % c. 34 %) et 12 points d'écart dans le cas des amis (36 % c. 48 %). Soulignons cependant que les personnes en couple sont peut-être plus isolées des relations extérieures, mais peuvent compter sur leur(e) conjoint(e) pour limiter l'isolement.

Le Québec se démarque aussi des autres provinces par rapport aux échanges avec la famille et les amis, bien qu'il adopte un comportement similaire à celui des provinces de l'Atlantique dans le premier cas. En effet, alors qu'environ 30 % des Québécois et des résidents des provinces de l'Atlantique de 65 ans et plus n'ont eu aucun contact avec leur famille au cours de la dernière semaine, c'est le cas d'environ 40 % de ceux qui habitent l'Ontario, la Colombie-Britannique et la région des Prairies. Par contre, le portrait diverge dans les contacts avec les amis où le Québec possède la plus forte proportion de personnes n'ayant pas eu de contacts avec les amis au cours de la dernière semaine (44 %). C'est 16 points de pourcentage de plus que dans la région de l'Atlantique.

Le voisinage

En ce qui concerne les relations avec le voisinage, les personnes aînées vivant dans une maison individuelle sont proportionnellement beaucoup plus nombreuses à connaître leurs voisins que celles vivant en appartement, soit plus d'une personne sur deux contre environ une personne sur quatre pour les autres (tableau 7). Toutefois, ces différences ne sont pas contrôlées par le nombre d'années passées dans la même communauté. En effet, il est fort probable qu'en moyenne, les personnes de 65 ans et plus qui vivent en maison individuelle y vivent depuis plus longtemps que celles vivant en appartement, expliquant leur plus grande connaissance de leurs voisins. Ce résultat pourrait aussi être lié au type d'agglomération. En effet, on apprend aussi que 72 % des personnes vivant en milieu rural ou dans des petites municipalités connaissent la plupart ou de nombreux voisins contre 36 % de celles dans les grands centres urbains. Or, on retrouve proportionnellement moins d'immeubles à appartement dans les petites villes et encore moins en milieu rural.

Tableau 6 Proportion de la population de 65 ans et plus n'ayant eu aucun contact (vu ou communiqué) au cours d'une période d'une semaine, selon certaines caractéristiques sociodémographiques, Québec, 2007

	Famille	Amis
	%	
Total 65 ans et plus	**30,9**	**44,2**
Sexe	[1]	[1]
Femme	24,7	41,5
Homme	39,1	47,7
État de santé		
Excellente ou très bonne	30,3	43,7
Bonne	29,4	42,7
Passable ou mauvaise	33,6	46,8
Situation domestique	[1]	[1]
Vit seul	25,4	36,3
Vit en couple (avec ou sans enfant)	34,1	48,4
Province	[1]	[1]
Québec	30,9	44,2
Ontario	39,0	39,9
Colombie-Britannique	42,6	35,4
Région des Prairies	40,7	37,0
Région de l'Atlantique	28,7	28,2

1. Test du khi-deux significatif au seuil de 0,05.

Note : Toutes les estimations présentées ont un bon degré de précision (coefficient de variation inférieur à 15 %).

Source : Statistique Canada, *Enquête sociale générale*, 2007, fichier de microdonnées à grande diffusion.

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

15. Source : Institut de la statistique du Québec, *Enquête québécoise sur la santé de la population, 2008*.

Une plus grande proportion de personnes vivant en couple connaît bien son voisinage comparativement à celles qui habitent seules (50 % contre 38 %). Le type d'habitation serait aussi probablement lié aux différences observées selon la situation domestique.

On observe enfin des différences selon les régions du Canada. Le Québec est la région du Canada où les aînés connaissent le moins leurs voisins : environ 44 % des Québécois de 65 ans et plus connaissent bien les résidents de leur quartier, alors que ce taux varie entre 47 et 54 % pour l'Ontario, la Colombie-Britannique et la région des Prairies. Soulignons l'écart important avec la région de l'Atlantique où cette proportion atteint 69 %, ce qui peut s'expliquer par les différences reliées à la densification urbaine, ceux habitant dans les petites agglomérations ayant plus de chance de connaître leurs voisins que ceux habitant dans les régions plus urbanisées.

Tableau 7 Proportion de la population de 65 ans et plus connaissant la plupart ou de nombreux voisins, selon certaines caractéristiques sociodémographiques, Québec, 2007

	%
Total 65 ans et plus	**44,4**
État de santé	
Excellente ou très bonne	46,1
Bonne	44,4
Passable ou mauvaise	42,0
Situation domestique	†
Vit seul	38,2
Vit en couple (avec ou sans enfant)	49,9
Type d'habitation	†
Maison individuelle	56,3
Appartement dans un immeuble de moins de 5 étages	29,5
Appartement dans un immeuble de 5 étages et plus	22,4*
Type d'agglomération	†
Grands centres urbains (RMR/AR)	36,2
Milieu rural et petites municipalités (autre qu'une RMR/AR)	72,0
Province	†
Québec	44,4
Ontario	46,9
Colombie-Britannique	48,1
Région des Prairies	54,0
Région de l'Atlantique	69,3

* Coefficient de variation entre 15 % et 25 %; interpréter avec prudence.

1. Test du khi-deux significatif au seuil de 0,05.

Source : Statistique Canada, *Enquête sociale générale*, 2007, fichier de microdonnées à grande diffusion.

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

Les groupes formels et informels

Au total, on estime que 42 % de la population des 65 ans et plus s'impliquent auprès de groupes formels ou informels (tableau 8). Proportionnellement, les femmes sont plus nombreuses que les hommes à s'impliquer (44 % contre 38 %). Par contre, peu de différences sont constatées en ce qui a trait à la situation domestique, un seul point de pourcentage sépare les proportions des personnes vivant seules ou en couple.

Ensuite, plus le degré de scolarité augmente, plus les aînés s'impliquent. De 37 % chez les personnes ne détenant pas de diplôme d'études secondaires, la proportion augmente progressivement pour atteindre 54 % chez celles détenant un diplôme universitaire. Étant donné que les nouvelles cohortes sont caractérisées par une scolarisation plus élevée (en raison de la plus grande accessibilité aux études postsecondaires à partir des années 1960), il est possible que globalement, dans les prochaines décennies, l'implication des aînés auprès de groupes formels ou informels augmentera. Rappelons que les personnes plus instruites seraient aussi plus susceptibles d'être en santé et de ne pas être isolées socialement (Camirand et Dumitru, 2011).

Les données nous apprennent également que moins du tiers des personnes qui ont déclaré avoir une santé passable ou mauvaise participent à des groupes comparativement avec près d'une personne sur deux de 65 ans et plus ayant une bonne, très bonne ou excellente santé.

La densité de population semble aussi liée à l'implication dans les groupes. En effet, 47 % des aînés qui habitent en milieu rural ou dans de petites agglomérations s'impliquent dans les groupes comparativement à 40 % de ceux vivant en milieu urbain (tableau 8).

Enfin, globalement, 86 % des 65 ans et plus ont le sentiment d'avoir suffisamment de gens autour d'eux (donnée non illustrée). Cela se confirme avec les données de l'*Enquête québécoise sur la santé* de la population produite par

Tableau 8 Proportion de la population de 65 ans et plus s'impliquant dans des groupes formels ou informels, selon certaines caractéristiques sociodémographiques, Québec, 2007

	%
Total 65 ans et plus	**41,5**
Sexe	↑
Femme	44,1
Homme	38,2
État de santé	↑
Excellente	46,3
Bonne	44,3
Passable	29,9
Situation domestique	
Vit seul	41,1
Vit en couple (avec ou sans enfant)	42,3
Niveau de scolarité	↑
Études partielles écoles secondaire, primaire / aucune scolarité	36,7
Diplôme d'études secondaires	42,0
Études partielles à l'université ou au collège communautaire	45,3
Diplôme ou certificat d'études d'un collège communautaire ou de formation technique	46,6
Doctorat, maîtrise ou baccalauréat	54,1
Type d'agglomération	↑
Grands centres urbains (RMR/AR)	39,9
Milieu rural et petites municipalités	46,8

1. Test du khi-deux significatif au seuil de 0,05.

Note : Toutes les estimations présentées ont un bon degré de précision (coefficient de variation inférieur à 15 %).

Source : Statistique Canada, *Enquête sociale générale*, 2007, fichier de microdonnées à grande diffusion.

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

l'ISQ. En 2008, plus de 9 aînés sur 10 (94 %) sont plutôt satisfaits ou même très satisfaits de leur vie sociale (Cazale et Bernèche, 2012 : 4).

Bien que la majorité des 65 ans et plus ont des contacts avec leur famille et leurs amis sur une période d'un mois, une bonne santé est associée à une plus forte probabilité d'avoir des contacts. L'utilisation d'Internet est liée à la probabilité de contact avec les amis et le fait d'habiter en milieu rural s'associe à une probabilité accrue de contact à la famille. Les femmes et les personnes seules communiquent sur une base plus régulière et sont moins susceptibles d'être isolées sur une période d'une semaine. On constate aussi que par rapport aux autres Canadiens, les Québécois sont plus proches de leur famille, mais entretiennent moins de relations avec des amis.

Les personnes qui connaissent le mieux leurs voisins habitent dans une maison individuelle, dans de petites agglomérations et sont en couple. Le fait d'être une femme, d'avoir un niveau de scolarité plus élevé et d'habiter dans de petites agglomérations favorise aussi l'implication dans des groupes, formels ou informels.

CONCLUSION

Bref, selon l'*Enquête sociale générale* de 2007, les aînés québécois vivant en ménages privés sont relativement bien entourés. Rappelons toutefois que cette conclusion ne peut être étendue aux aînés vivant en ménages collectifs qui n'étaient pas visés par l'enquête. Le portrait serait probablement très différent s'il incluait les personnes en institution. D'ailleurs, le risque d'isolement et la satisfaction par rapport à la vie sociale des 75 ans et plus suscitent quelques inquiétudes et mériteraient d'être examinés de plus près, notamment grâce à une enquête comportant un échantillon plus important de ce groupe de la population.

En outre, avec la popularité grandissante des réseaux sociaux virtuels, on devrait assister dans les prochaines décennies à des changements dans les formes de réseautage. On peut donc penser qu'avec l'arrivée de nouvelles cohortes plus scolarisées, les contacts, du moins virtuels, seront plus nombreux. Toutefois, les réseaux virtuels pourraient aussi limiter leurs effets aux personnes déjà sociables. Les résultats d'une étude française suggèrent que les personnes en situation d'isolement relationnel ne compensaient pas leur manque de contact par une présence accrue sur les réseaux virtuels. Ainsi, les réseaux virtuels serviraient davantage à entretenir les contacts des personnes détenant déjà un capital social plus important qu'à créer de nouvelles amitiés (Institut d'études TMO régions, 2010 : 10).

Comme il a été précisé précédemment, les changements attendus au regard de la scolarisation des aînés pourraient aussi affecter la participation à des groupes formels et informels, favorisant la création de nouveaux réseaux d'amis.

RÉFÉRENCES

ANDREW, Melissa K. (2005). « Le capital social et la santé des personnes âgées », *Retraite et société*, Paris, vol. 3, n° 146, 131-145 p., [En ligne]. [www.cairn.info/revue-retraite-et-societe-2005-3.htm].

CADOLLE, Sylvie (2005). « C'est quand même mon père! La solidarité entre père divorcé, famille paternelle et enfants adultes », *Terrain*, Paris, n° 45, septembre, p. 83-96, [En ligne]. [http://terrain.revues.org/3570].

CAMIRAND, Jocelyne et Valeriu DUMITRU (2011). « Profil et évolution du soutien social dans la population québécoise », *Zoom santé*, Montréal, n° 29, 10 p., [En ligne]. [www.stat.gouv.qc.ca/publications/sante/soutien_social.htm].

CAZALE, Linda et Francine BERNÊCHE (2012). « Quelques indicateurs de santé chez les aînés », *Zoom santé*, Montréal, n° 37, 8 p., [En ligne]. [www.stat.gouv.qc.ca/publications/sante/zoom_aine.htm].

CRESPO, Stéphane (2007). « Diversité des formes de transition travail-retraite dans une cohorte de Canadiens âgés de 50 à 64 ans », *Cahiers québécois de démographie*, Association des démographes du Québec, vol. 36, n° 1, printemps, p. 49-83, [En ligne]. [www.erudit.org/revue/CQD/2007/v36/n1/019490ar.html?vue=plan].

DELBÈS, Christiane et Joëlle GAYMU (2003). *La retraite quinze ans après*, Paris, Les cahiers de l'INED, 154 p.

HALL, Madelyn et Betty HAVENS (2002). « Isolement social et solitude », *Santé mentale et vieillissement*, Ottawa, Conseil consultatif national sur le troisième âge, p. 35-46, [En ligne]. [http://pvsq.org/articles/santementalevieillissement.pdf#page=44].

INSTITUT D'ÉTUDES TMO RÉGIONS (2010). *Les solitudes en France en 2010*, Rennes, Fondation de France, 29 p., [En ligne]. [www.fondationdefrance.org/Nos-Actions/Aider-les-personnes-vulnerables/En-France/La-Fondation-de-France-agit-contre-les-solitudes].

LAVOIE, Jean-Pierre et Damaris ROSE (2012). *Quand le quartier s'embourgeoise. Quelle place pour les aînés?*, Centre de recherche et d'expertise en gérontologie sociale, Montréal, 12 p., [En ligne]. [www.creges.ca/site/images/Quartier_embourgeoise_final_v2.pdf].

LINDSAY, Colin (2008). « Est-ce que les Canadiens âgés comptent plus d'amis aujourd'hui qu'en 1990? », *ESG 20 ans*, Ottawa, n° 89-630-X, 3 p.

PUSHKAR, Dolores et Tannis ARBUCKLE (2002). « Bien-être psychologique et vieillissement : Enjeux et ressources », *Écrits en gérontologie (18) : Santé mentale et vieillissement*, Ottawa, Conseil consultatif national sur le troisième âge, [En ligne]. [www.nacaccnta.ca/writings_gerontology].

RAYMOND, Émilie, et autres (2008). *La participation sociale des aînés dans une perspective de vieillissement en santé*, Québec, Gouvernement du Québec, 113 p., [En ligne]. [www.inspq.qc.ca/pdf/.../859_RapportParticipationSociale.pdf].

THERRIEN, France-Hélène (2009). *Comparaison de la participation sociale de personnes âgées selon le niveau d'urbanisation de leur milieu de vie*, mémoire présenté pour l'obtention du grade de maîtrise, Sherbrooke, Pre Johanne Desrosiers, 82 p., [En ligne]. [http://gradworks.umi.com/MR/53/MR53431.html].

TURCOTTE, Martin et Grant SCHELLENBERG (2007). *Un portrait des aînés au Canada*, Ottawa, Gouvernement du Canada, 321 p., [En ligne]. [www.statcan.gc.ca/pub/89-519-x/89-519-x2006001-fra.htm].

VEENHOF, Ben et Peter TIMUSK (2009). « Les activités en ligne des baby boomers et des aînés canadiens », *Tendances sociales canadiennes*, Ottawa, Gouvernement du Canada, n° 88, 27-36 p., [En ligne]. [www.statcan.gc.ca/pub/11-008-x/2009002/article/10910-fra.htm].

LES DÉPENSES DE SANTÉ DE DEMAIN

175 Les dépenses de fin de vie sont-elles déterminantes dans la projection des dépenses de santé?

193 Les dépenses de santé, la santé et la longévité

207 L'âge du patient influence-t-il le choix du traitement d'un infarctus du myocarde aigu?

LES DÉPENSES DE FIN DE VIE SONT-ELLES DÉTERMINANTES DANS LA PROJECTION DES DÉPENSES DE SANTÉ?

Ha Dao, Université de Sherbrooke
Luc Godbout, Université de Sherbrooke
Pierre Fortin, Université du Québec à Montréal

Les auteurs s'interrogent sur l'effet qu'a la prise en compte explicite de l'interaction entre les dépenses de fin de vie et la baisse de la mortalité sur la projection des dépenses de santé. Ils construisent un modèle statistique basé sur des données québécoises afin de distinguer les dépenses de santé courantes de celles de fin de vie. Ces résultats leur permettent de projeter l'augmentation des dépenses de santé futures en lien avec le vieillissement de la population, en tenant compte de l'interaction entre les dépenses de fin de vie et la baisse tendancielle des taux de mortalité par âge et par sexe. Il en ressort que la prise en compte des dépenses de fin de vie et de la baisse de la mortalité fait diminuer le taux de croissance annuel moyen des dépenses de santé projetées à long terme de moins de 0,24 point de pourcentage.

L'une des principales préoccupations entourant les projections des dépenses publiques de santé concerne la pression qu'exercera le vieillissement de la population sur la viabilité à long terme de leur financement. Afin d'élaborer une réponse appropriée de politique publique à ce défi, projeter de la manière la plus fiable possible l'évolution des dépenses de santé s'avère une condition essentielle. Or, même si de nombreuses études ont analysé les effets du vieillissement de la population sur les dépenses de santé, il n'y a pas de consensus sur les conséquences. Certaines études projettent un effet considérable (par exemple, OCDE, 1987; Gerdtham et coll., 1992 ou O'Connell, 1996). D'autres, au contraire, indiquent un effet modeste (comme Zweifel et coll., 1999; Zweifel et coll., 2004; Seshamani et Gray, 2004 ou Steinmann et coll., 2006). De plus, les effets démographiques estimés varient beaucoup d'un pays à l'autre (par exemple, O'Connell, 1996; Palangkaraya et Yong, 2009). Santé Canada (2001) a bien fait ressortir ce clivage dans le contexte canadien :

> « Malheureusement, le vieillissement de la population sert parfois d'épouvantail à ceux qui affirment que les régimes financés par l'État ne sont pas viables à long terme (…) mais ceux dont les recherches invitent à penser qu'il sera possible d'assumer les conséquences du vieillissement peuvent, par leur volonté de démontrer la viabilité à long terme des valeurs fondamentales et de l'architecture de base de notre système de santé, omettre certaines considérations importantes. (…) Il faut faire attention aux hypothèses que nous formulons à propos de l'avenir. »

Au Canada, certaines études n'ont fait qu'appliquer les changements démographiques aux niveaux fixes des dépenses de santé par groupe d'âge et par sexe d'une année donnée (Dungan et Murphy, 2011; Godbout 2006). D'autres études ont enrichi cette approche en appliquant chaque année un facteur d'accroissement proportionnel uniforme à chacune des dépenses de santé par âge et par sexe pour tenir compte à la fois de l'évolution de la demande, des changements technologiques et organisationnels et de l'inflation (Lefebvre, 2011; Robson, 2010; CCEFP, 2010; Godbout et coll., 2009). Dans l'un et l'autre cas, comme les dépenses de santé par habitant augmentent avec l'âge, le vieillissement de la structure démographique entraîne *ipso facto* un accroissement des dépenses totales de santé, même si la population totale reste constante.

Cette méthode de projection « traditionnelle », qui suppose que la structure par âge et par sexe des dépenses de santé demeure inchangée d'une année à l'autre, ne va pas sans soulever une difficulté. Car si, d'une part, le niveau élevé des dépenses de santé dans les âges plus avancés est fortement dépendant du coût élevé des soins en fin de vie et que, d'autre part, l'espérance de vie s'accroît significativement au cours de la période analysée, la baisse de la mortalité par âge va faire diminuer le niveau moyen des dépenses de santé par âge. En négligeant cet aspect des choses, l'approche traditionnelle va donc conduire à une surestimation des dépenses de santé projetées.

Plusieurs études ont exposé la relation positive entre la proximité du décès, généralement définie comme étant la dernière année de la vie, et le coût des soins de santé (Roos et coll., 1987; Lubitz et Riley, 1993; Hogan et coll., 2001). Elles soulignent que, pour un groupe d'âge donné, le coût pour soigner une personne au cours de la dernière année de sa vie est beaucoup plus élevé que le coût pour en soigner une autre qui est destinée à survivre. Ainsi donc, s'agissant de projeter les dépenses de santé à long terme, l'âge serait moins important que la proximité du décès (Zweifel, Felder et Meiers, 1999; McGrail et coll., 2000; Seshamani et Gray, 2004; Polder, 2006). Ces études démontrent que ne pas tenir compte du fait que le coût de soigner un mourant est très supérieur au coût de soigner un survivant entraîne une surestimation de la hausse des dépenses de santé futures découlant du vieillissement de la population.

Par exemple, l'étude de Zweifel et coll. (1999) utilise les données de deux caisses suisses d'assurance maladie pour suivre les coûts de santé de personnes décédées. Ces auteurs constatent que, pour les patients de 65 ans et plus, les dépenses augmentent significativement en fin de vie, une forte hausse étant enregistrée au cours des trois mois précédant le décès. L'étude de Seshamani et Gray (2004) a recours à un ensemble de données longitudinales de patients hospitalisés en Angleterre. Encore une fois, l'examen de la relation entre l'âge et la proximité du décès pour les 65 à 85 ans permet de constater que les coûts hospitaliers croissent avec l'âge à partir de 15 années avant le décès, un crescendo apparaissant dans la dernière année de la vie. Serup-Hansen, Wickstrom et Kristiansen (2002) montrent, avec un échantillon comprenant 19 % de la population danoise, que les coûts de santé sont plus élevés pour les mourants que pour les survivants. Chacune de ces études souligne la nécessité de décomposer les dépenses de santé en dépenses « ordinaires » et en dépenses de fin de vie afin de projeter les dépenses futures de santé.

Une étude récente de la Commission européenne (Przywara, 2010) reprend la même perspective. Elle souligne que, étant donné l'allongement attendu de l'espérance de vie, les dépenses de la dernière année de vie requièrent une attention particulière dans le contexte du vieillissement de la population. Il faut garder à l'esprit que la proportion de ceux qui seront dans leur dernière année de vie va diminuer dans chacune des cohortes d'âge, de sorte que, le cas échéant, le poids des dépenses de santé de l'année du décès va lui aussi diminuer et faire baisser les dépenses moyennes de chacune de ces cohortes. Encore une fois, afin de projeter adéquatement les dépenses publiques de santé, l'allongement de l'espérance de vie nécessite d'estimer séparément les dépenses moyennes pour les survivants et pour les mourants.

Jusqu'ici, aucune des études canadiennes ayant réalisé une projection des dépenses globales de santé n'a tenu compte explicitement des coûts de la dernière année de vie par cohorte d'âge et par sexe. Cela s'explique sans doute par le fait que les données publiées périodiquement par l'Institut canadien d'information sur la santé (ICIS, 2011) n'offrent pas ce niveau de détails. Les dépenses moyennes de santé agrègent les dépenses des vivants et des mourants par cohorte d'âge et par sexe.

Dans la présente étude, nous proposons un modèle théorique permettant d'estimer les dépenses de santé lors de la dernière année de vie par cohorte d'âge et par sexe au Québec. Les résultats de cette estimation sont ensuite utilisés pour projeter les dépenses de santé jusqu'en 2056. Les données utilisées sont agrégées plutôt que basées sur des observations individuelles comme dans Zweifel et coll. (1999) ou Serup-Hansen, Wickstrom et Kristiansen (2002). Notre étude s'appuie sur les dépenses historiques de santé (de 1998 à 2009) publiées par l'Institut canadien d'information sur la santé (ICIS) pour 20 cohortes d'âge et chacun des deux sexes, et sur les taux spécifiques de mortalité observés au cours de ces mêmes années et publiés par Statistique Canada. Sans produire de projection des dépenses à long terme, Hogan et Pollock (2001) ont néanmoins tenté une approche qui, comme la nôtre, établit un lien statistique entre la dépense de santé par habitant des cohortes d'âge et des sexes et leurs taux de mortalité spécifiques. Notre travail se distingue du leur en utilisant un plus grand nombre de catégories d'âge, en se concentrant sur le Québec plutôt que sur le Canada entier, et en réalisant une projection des dépenses à long terme. L'objectif final consiste à estimer la différence entre la projection des dépenses futures de santé qui tient compte explicitement des dépenses de fin de vie et celle qui emploie la méthode traditionnelle n'en tenant pas compte.

DÉPENSES DE SANTÉ ET DÉMOGRAPHIE AU QUÉBEC : CARACTÉRISTIQUES PERTINENTES

À 8,0 % en 2008, le poids des dépenses publiques de santé dans le PIB au Québec était déjà parmi les plus élevés des pays de l'OCDE. La partie gauche du tableau 1 fait ressortir que seulement 3 des 34 pays de l'OCDE consacraient alors aux dépenses publiques de santé une part de leur PIB plus importante que celle du Québec, soit le Danemark, la France et l'Allemagne. Il convient en même temps de souligner que ce poids relativement élevé des dépenses publiques de santé dans le PIB du Québec s'observait, même si la proportion de la population de plus de 65 ans – la plus coûteuse à soigner – dans la population totale du Québec était encore inférieure à la médiane des pays de l'OCDE en 2008, comme en témoigne la partie droite du tableau 1.

Cependant, les choses n'en resteront pas là. La pyramide des âges du Québec va se transformer rapidement dans les décennies à venir. Or, selon le plus récent scénario démographique de référence de l'Institut de la statistique du Québec (ISQ, 2009), la population de moins de 65 ans restera pratiquement inchangée à 6,6 millions de personnes, celle de 65 ans et plus augmentera de 1,5 million, passant de 1,1 million à 2,6 millions. La proportion des 65 ans ou plus, qui était de 14,6 % de la population totale en 2008, sera de 28,0 % en 2056.

Les dépenses publiques de santé par habitant qui servent de tremplin aux projections que nous envisageons sont celles que publie annuellement l'ICIS pour 20 catégories d'âge et pour chaque sexe. Le tableau 2 révèle une dépense importante pour les bébés de moins d'un an, suivie d'une baisse, pour se maintenir par la suite autour de 1 000 $ jusqu'à 35 ans pour les hommes et jusqu'à 15 ans pour les femmes. Un excédent de dépense pour les femmes apparaît dans les âges reproducteurs (15 à 44 ans), puis les hommes et les femmes se rejoignent au niveau de 1 900 $ à 45-49 ans. La dépense par âge augmente progressivement par la suite, et très rapidement à partir de 65 ans. Elle atteint 5 200 $ chez les 65-69 ans, 8 200 $ chez les 70-74 ans, 12 000 $ chez les 75-79 ans et 24 000 $ chez les 85 ans et plus. En moyenne, les dépenses de santé s'élèvent autour de 1 900 $ pour les moins de 65 ans et à 11 000 $ – soit presque six fois plus – pour les 65 ans et plus. On comprend immédiatement que l'interaction entre une dépense de santé qui affiche une forte croissance selon l'âge et une projection démographique qui envisage une forte augmentation du poids démographique des personnes âgées soulève la question de la viabilité future du financement des dépenses de santé.

La figure 1, quant à elle, permet d'observer l'existence d'une forte corrélation positive entre les dépenses de santé par habitant et le taux de mortalité pour toutes les cohortes d'âge (moyennes des deux sexes). Le lien étroit qui existe entre ces deux variables permet d'avancer l'hypothèse que l'augmentation constatée des dépenses moyennes de santé dans les cohortes d'âge plus avancé s'explique en bonne partie par le fait qu'une plus grande proportion des personnes composant ces cohortes d'âge meurent et que les dépenses de santé sont beaucoup plus importantes pour les mourants que pour les survivants. Le cas échéant, il s'ensuit que la réduction généralisée

Tableau 1 Dépenses publiques de santé en proportion du PIB et population de 65 ans et plus en proportion de la population totale, Québec et 34 pays de l'OCDE, 2008

État	Dépenses publiques de santé en proportion du PIB	État	Population de 65 ans et plus en proportion de la population totale
Danemark	8,7	Japon	22,1
France	8,6	Italie	20,3
Allemagne	8,2	Allemagne	20,2
Québec	8,0	Grèce	18,7
Autriche	8,0	Suède	17,6
Nouvelle-Zélande	7,7	Portugal	17,5
États-Unis	7,6	Autriche	17,2
Belgique	7,6	Belgique	17,1
Islande	7,5	Estonie	17,0
Suède	7,5	France	16,6
Norvège	7,3	Finlande	16,6
Canada	7,2	Espagne	16,6
Royaume-Uni	7,2	Suisse	16,5
Italie	7,0	Hongrie	16,3
Japon	6,9	Slovénie	16,0
Irlande	6,8	Danemark	15,7
Portugal	6,5	Royaume-Uni	15,7
Espagne	6,5	Pays-Bas	14,9
Suisse	6,4	République tchèque	14,7
Finlande	6,2	Norvège	14,7
Pays-Bas	6,2	Québec	14,6
Slovénie	6,1	Luxembourg	14,0
Australie	5,9	Canada	13,6
République tchèque	5,9	Pologne	13,5
Grèce	5,8	Australie	13,2
Luxembourg	5,7	États-Unis	12,8
Slovaquie	5,4	Nouvelle-Zélande	12,6
Hongrie	5,1	Slovaquie	12,1
Pologne	5,1	Islande	11,5
Estonie	4,8	Irlande	10,9
Israël	4,5	Corée	10,3
Turquie	4,4	Israël	9,7
Corée	3,6	Chili	8,6
Chili	3,3	Turquie	7,5
Mexique	2,7	Mexique	5,6

Note : Pour le Québec, la donnée pour les dépenses publiques en proportion du PIB a été fournie par Finances Québec.

Sources : OCDE (2012).
ISQ (2009).

Tableau 2 Dépenses publiques de santé par habitant, 20 cohortes d'âge, hommes et femmes, Québec, 2009

Groupes d'âge	Hommes	Femmes	Moyenne
		$	
< 1 an	6 471	5 637	6 054
1-4 ans	1 202	1 129	1 166
5-9 ans	1 169	1 075	1 122
10-14 ans	970	954	962
15-19 ans	1 046	1 233	1 140
20-24 ans	1 195	1 676	1 435
25-29 ans	1 162	1 940	1 551
30-34 ans	1 011	1 870	1 441
35-39 ans	1 455	1 864	1 660
40-44 ans	1 735	1 824	1 780
45-49 ans	1 885	1 955	1 920
50-54 ans	2 391	2 304	2 348
55-59 ans	3 165	2 790	2 978
60-64 ans	3 691	3 217	3 454
65-69 ans	5 493	4 882	5 187
70-74 ans	8 585	7 862	8 224
75-79 ans	12 287	11 662	11 975
80-84 ans	14 318	14 644	14 481
85-89 ans	21 339	26 788	24 063
90 ans et +	24 072	23 566	23 819

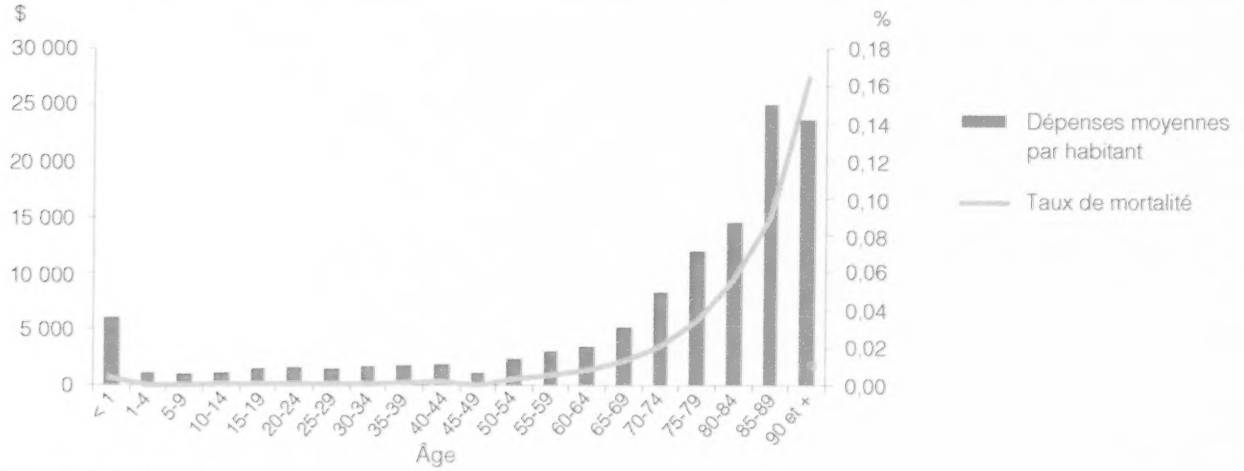
Source : ICIS (2011).

de la mortalité entraînera à long terme une réduction de la dépense moyenne de santé par habitant dans toutes les catégories d'âge, mais tout particulièrement pour ces cohortes à mortalité élevée.

Pour plus de clarté, rappelons que la réduction de la mortalité a deux effets opposés sur les dépenses totales de santé. Le premier est de faire augmenter la population totale et, par conséquent, la demande de soins et les dépenses totales de santé. Le second, que nous venons de souligner est, à l'inverse, de faire diminuer la dépense de santé par habitant pour chaque cohorte d'âge bénéficiant d'un meilleur taux de survie et d'atténuer ainsi – du moins partiellement – le premier effet. La méthode traditionnelle de projection des dépenses futures de santé tient déjà compte du premier effet. La présente étude vise à estimer l'importance du second effet.

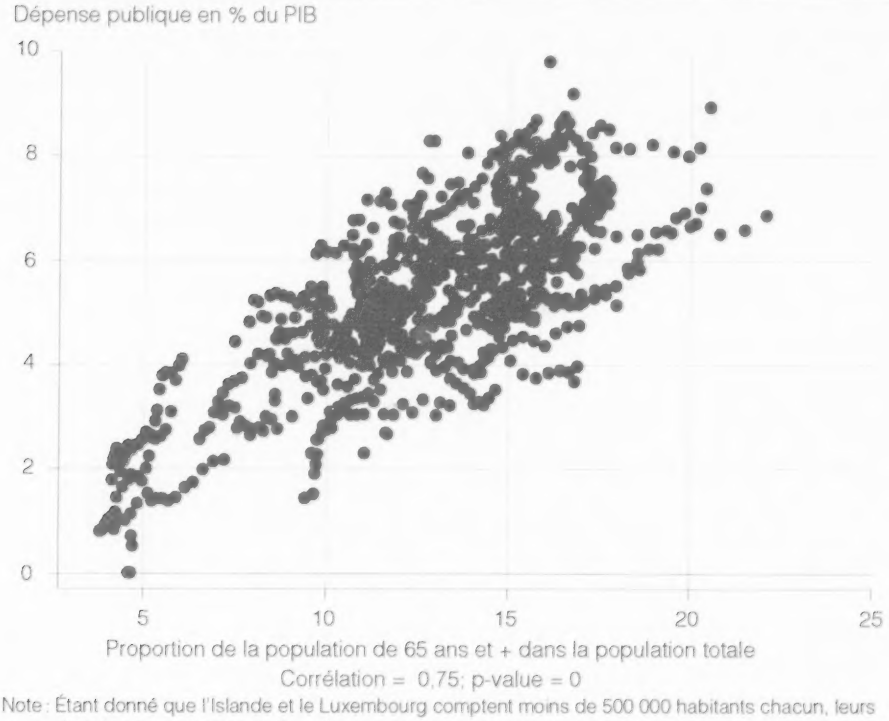
Enfin, la figure 2 renforce la présomption d'un lien statistique entre le vieillissement de la population et l'importance des dépenses de santé en faisant appel à 40 années d'observations portant sur les pays membres de l'OCDE, de 1970 à 2009. Globalement, la corrélation entre le poids des dépenses publiques de santé dans le PIB et le poids de la population de 65 ans et plus dans la population totale de ces pays pendant ces 40 ans est positive et égale à 75 %. Cela renforce la présomption qu'un pays où les personnes âgées sont plus nombreuses a tendance à afficher des dépenses de santé plus élevées.

Figure 1 Dépenses publiques de santé par habitant et taux de mortalité par catégorie d'âge (moyennes des deux sexes), Québec, 2009



Sources : ICIS (2011).
Statistique Canada (2011), tableaux CANSIM 102-0504, 051-0001.

Figure 2 Poids des dépenses publiques de santé dans le PIB et poids de la population de 65 ans et plus dans la population totale dans les pays membres de l'OCDE, 1970 à 2009



Note : Étant donné que l'Islande et le Luxembourg comptent moins de 500 000 habitants chacun, leurs données ne sont pas représentées.

Source : OCDE (2012).

Compilation par les auteurs.

Le lien entre les dépenses de santé et le vieillissement de la population étant admis, nous allons maintenant chercher à en faire une évaluation quantitative au moyen de projections s'étendant sur plusieurs décennies.

LA PROJECTION DES DÉPENSES DE SANTÉ : TROIS APPROCHES ALTERNATIVES

Nous poursuivons l'objectif de projeter les dépenses publiques de santé du Québec sur un horizon de long terme. À partir du montant global de 27,5 G$ observé en 2009[1], nous voulons tracer l'évolution de ces dépenses de santé jusqu'en 2056. À cette fin, nous allons nous baser sur le scénario de référence démographique de l'ISQ pour la période 2009-2056, mais nous envisageons diverses hypothèses sur l'évolution future de la structure par âge et par sexe des dépenses de santé par habitant.

Nous distinguons trois approches à la projection des dépenses publiques de santé :

- la méthode « statique » basée purement sur les changements démographiques;

1. Le montant global des dépenses publiques de santé publié par l'ICIS pour le Québec en 2009 est de 25,1 G$. C'est moins que le montant de 27,5 G$ qui apparaît au budget du ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec. L'écart entre les deux chiffres est principalement attribuable aux dépenses budgétaires en matière de services sociaux qui ne concordent pas avec la définition des dépenses de santé retenue par l'ICIS. Nous utilisons comme base les 27,5 G$ du budget plutôt que les 25,1 G$ de l'ICIS. Pour passer du chiffre de l'ICIS à celui du budget, nous avons ajusté les dépenses de santé par âge et par sexe de l'ICIS en leur appliquant un facteur uniforme permettant aux dépenses totales qui en résultent d'être égales au montant de 27,5 G$ du budget.

- la méthode « traditionnelle » basée sur la croissance proportionnelle uniforme des dépenses de santé par âge et par sexe;
- une méthode « améliorée » basée sur la prise en compte des dépenses de fin de vie.

Méthode « statique »

La première méthode de projection est la plus simple des trois. Il s'agit d'un exercice statique en ce sens que, pour toutes les 20 catégories d'âge et les deux sexes, les montants absolus des dépenses publiques de santé par habitant sont maintenus inchangés à leur niveau de 2009 pendant toute la période de projection de 2009 à 2056. On néglige donc entièrement la réaction des dépenses de santé à la hausse des prix et des revenus, à l'ajout de nouvelles technologies, au changement des pratiques médicales (comme l'arrivée de nouveaux médicaments), aux variations de la demande de services médicaux et hospitaliers, ou à la hausse de la rémunération du personnel de la santé.

Le seul facteur qu'on fait évoluer d'une année à l'autre est la démographie. La méthode consiste alors à appliquer les changements démographiques aux montants inchangés des dépenses de santé par âge et par sexe. On peut ainsi estimer le niveau qu'atteindraient les dépenses totales de santé dans l'année de base (ici, 2009) si la démographie projetée pour chaque année future était déjà en place dans cette année de base. Cette approche a été employée, par exemple, par Dungan et Murphy (2011) et Godbout (2006). Évidemment, les résultats obtenus ne constituent pas une projection véritable des dépenses futures de santé, mais un simple exercice – néanmoins utile – qui permet d'illustrer, dans le contexte familier de l'année de base, l'ampleur de l'incidence qu'auront les changements démographiques envisagés sur le financement de la santé.

Les changements démographiques inscrits dans le scénario de référence ont deux dimensions : les variations de la structure par âge et par sexe de la population et les variations de la population totale. Il y a donc deux façons d'appliquer la méthode statique : 1) ne retenir que les variations annuelles de la structure (vieillissante) et maintenir la population totale constante ou 2) permettre à la population totale tout comme à la structure de varier ainsi que les projette le scénario de référence de l'ISQ.

Le tableau 3 présente les résultats de l'application de la méthode statique à l'horizon de projection 2009-2056 selon les deux modes en question (population constante ou population de référence variable). Les dépenses publiques de santé par habitant sont constantes pour toutes les catégories d'âge et les deux sexes; ce sont celles du tableau 2. Les chiffres rapportés au tableau 3 mesurent l'impact qu'aurait sur les dépenses totales de santé de 2009 l'application du scénario démographique de référence de l'ISQ jusqu'en 2056. On voit que les dépenses totales de santé augmentent rapidement avec le vieillissement de la population. En maintenant la population totale constante à son niveau de 2009, le vieillissement cumulatif de la structure démographique envisagé pour 2036 aurait porté les dépenses totales de 2009 à 39,4 G$. Cela représente une augmentation des dépenses de 43 % (1,34 % par année en moyenne) par rapport au niveau de 27,5 G$ observé en 2009. Si on permet en plus à la population de varier – en fait, de croître – de 2009 à 2036 comme le projette le scénario de l'ISQ, les dépenses totales de 2009 passent hypothétiquement à 45,1 G$. Ce montant dépasse de 64 % le niveau de 27,5 G$ enregistré en 2009.

Tableau 3 Méthode statique : impact des changements démographiques, pris isolément, sur les dépenses publiques de santé au Québec, 2009

Année de projection	Projections de la méthode statique selon deux hypothèses démographiques	
	Population totale constante	Scénario de référence de l'ISQ
	G$	
2009 (observé)	27,5	27,5
2016	29,9	31,5
2026	34,2	37,9
2036	39,4	45,1
2046	42,3	49,4
2056	42,8	50,4

Sources : ISQ (2009).
ICIS (2011).
Compilation par les auteurs.

Méthode « traditionnelle »

La deuxième approche est l'approche dite « traditionnelle ». Ici, ce n'est plus seulement la démographie qui évolue. On suppose également que les dépenses publiques de santé augmentent, à population stable[2]. On continue à supposer inchangée dans le temps la structure par âge et par sexe des dépenses par habitant, mais on leur applique un facteur de croissance proportionnelle uniforme (ou *homothétique*) qui refléterait certaines hypothèses d'ensemble pour tenir compte de l'inflation ou encore de la croissance des dépenses réelles de santé à population stable. Dans le cas du taux d'inflation, la cible poursuivie par la Banque du Canada constituerait le point de repère[3]. Dans le cas de la croissance des dépenses réelles à population stable, les facteurs considérés comprennent l'évolution des pratiques médicales, de la technologie, de la demande et de la productivité.

L'approche traditionnelle est assez répandue dans les études récentes qui ont présenté des projections des dépenses futures de santé au Canada. On note, par exemple, celles de Lefebvre (2011), de Robson (2010), de CCEFP (2010) et de Godbout et coll. (2009). Le tableau 4 compare les hypothèses qu'elles ont retenues pour le taux d'inflation et le taux de croissance des dépenses réelles de santé à démographie constante. D'une étude à l'autre, elles sont assez voisines : de 2 % à 2,5 % pour le taux d'inflation et de 1,5 % à 1,7 % pour le taux de croissance des dépenses réelles de santé par habitant.

Le tableau 5 illustre l'application de la méthode traditionnelle en utilisant le scénario démographique de référence de l'ISQ et en supposant qu'à démographie constante les dépenses réelles de santé par âge et par sexe croissent de façon proportionnelle (homothétique) au taux annuel de 1,7 %[4] à partir des niveaux initiaux de 2009 rapportés au tableau 2. Le présent exercice se fait en dollars constants de 2009 afin de rendre comparables les scénarios (inflation réputée à zéro). En comparant les résultats du tableau 5 à ceux du tableau 3, on constate sans surprise que la méthode traditionnelle fait augmenter les dépenses publiques réelles de santé plus rapidement que la méthode statique. C'est évidemment dû au fait qu'à démographie constante les dépenses réelles sont maintenant en croissance plutôt que de rester stables. En 2036, par exemple, les dépenses totales de santé atteignent 71,1 G$ selon la méthode traditionnelle (tableau 5) plutôt que 45,1 G$ selon la méthode statique à population croissante (tableau 3).

Tableau 4 **Comparaison des hypothèses sous-jacentes aux projections des dépenses futures de santé qui ont été retenues par quatre études récentes ayant appliqué la méthode traditionnelle**

Période observée et hypothèses	Lefebvre (2011)	Robson (2010)	CCEFP (2010)	Godbout et coll. (2009)
Période observée	2010-31	2009-59	2010-26	2011-31
		%		
Taux d'inflation annuel	2,5	2,3	2,0	2,0
Taux de croissance des dépenses réelles de santé à démographie constante	1,7	1,75	1,5	1,5

Tableau 5 **Méthode traditionnelle : projection des dépenses publiques de santé québécoises de 2009 où les dépenses par âge et par sexe croissent de façon proportionnelle (homothétique) au taux annuel de 1,7 %**

Année de projection	Dépenses projetées selon la méthode traditionnelle
	G$
2009 (observé)	27,5
2016	35,5
2026	50,5
2036	71,1
2046	92,1
2056	111,4

Sources : ISQ (2009).
ICIS (2011).
Compilation par les auteurs.

2. L'expression « population stable » est utilisée ici au sens de « population de chaque âge et de chaque sexe constante », c'est-à-dire de « structure par âge et par sexe et population totale constantes ».

3. Il est cependant possible que les prix des services de santé augmentent plus vite que le niveau général des prix dans l'économie.

4. À partir des données de l'ICIS, nous avons pu estimer qu'à démographie constante, de 2002 à 2009, les dépenses réelles de santé ont affiché une croissance annuelle moyenne de 1,9 %. Cette période a été marquée par une évolution particulièrement rapide des services de santé au Québec.

Méthode « améliorée »

La troisième et dernière approche amende la méthode traditionnelle en tenant compte de l'interaction entre les dépenses de fin de vie et la baisse du taux de mortalité. La baisse du taux de mortalité – l'amélioration de l'espérance de vie – dans une cohorte d'âge aura nécessairement comme conséquence de faire diminuer la dépense de santé par habitant de la cohorte. Le tableau 2 et la figure 1 ont d'ailleurs bien montré le lien étroit qui existe entre le niveau des dépenses de santé par habitant et l'âge. Ce lien est en partie expliqué par l'importance des dépenses de santé de fin de vie, puisque la probabilité d'être dans sa dernière année de vie augmente à mesure que l'âge avance. Dans un contexte où le taux de mortalité va continuer à diminuer et à affecter tout particulièrement les âges plus avancés, il faut s'attendre à ce qu'une projection qui fait l'hypothèse que la structure par âge et par sexe des dépenses par habitant ne diminue pas dans le temps surestime les dépenses futures de santé (Serup-Hansen, Wickstrom et Kristiansen, 2002). Il faut reconnaître cette limite des méthodes statique et traditionnelle et évaluer son importance en pratique.

L'absence de données permettant de distinguer, au Canada, les dépenses de santé qui sont des dépenses de fin de vie et celles qui n'en sont pas ne facilite pas un tel exercice. Nous allons essayer de contourner cette difficulté dans la section suivante. Toutefois, afin de renforcer une intuition, nous pouvons bâtir un scénario exploratoire à partir d'une étude de Przywara (2010). Cet auteur a compilé les ratios des dépenses de santé qui sont consacrées aux mourants à celles qui s'appliquent aux survivants pour 18 cohortes d'âge et les deux sexes dans certains pays de l'Union européenne. Le tableau 6 reproduit les ratios moyens que Przywara a calculés pour l'ensemble de ces pays. Nous les avons utilisés en conjonction avec les taux de mortalité du scénario démographique de référence de l'ISQ afin d'ajuster la structure par âge et par sexe des dépenses de santé par habitant du Québec, en tenant compte des dépenses de fin de vie de 2009 à 2056. Évidemment, les ratios de Przywara ne sont pas applicables directement au contexte québécois. Un tel exercice permet toutefois une évaluation préliminaire de cette amélioration à la méthode traditionnelle de projection des dépenses totales de santé.

Tableau 6 Ratio moyen des dépenses de santé qui sont consacrées aux mourants à celles qui s'appliquent aux survivants pour 18 cohortes d'âge et les deux sexes dans certains pays de l'Union européenne

Groupe d'âge	Hommes	Femmes
0-4 ans	24,5	32,9
5-9 ans	30,5	40,9
10-14 ans	31,9	33,7
15-19 ans	21,6	24,7
20-24 ans	19,5	19,8
25-29 ans	19,5	17,1
30-34 ans	18,5	18,7
35-39 ans	18,8	19,1
40-44 ans	16,8	18,1
45-49 ans	14,5	15,1
50-54 ans	12,5	13,8
55-59 ans	10,3	11,8
60-64 ans	9,1	10,3
65-69 ans	7,7	8,4
70-74 ans	6,9	7,2
75-79 ans	6,1	6,0
80-84 ans	5,6	5,1
85 ans et +	4,6	4,4

Source : Przywara (2010, tableau 4).

Le tableau 7 présente les résultats de l'application aux données québécoises de cette méthode « améliorée » qui tient explicitement compte de l'interaction entre les dépenses de santé de fin de vie et la baisse des taux de mortalité. On constate que l'augmentation des dépenses publiques totales de santé qui est rapportée est légèrement inférieure à celle qui a été obtenue au tableau 5 par l'application de la méthode traditionnelle qui ne tient pas compte de cette interaction. En 2036, par exemple, la méthode améliorée projette des dépenses de 68,3 G$, tandis que la méthode traditionnelle donnait 71,1 G$. L'écart accumulé entre les deux résultats sur les 27 années de 2009 à 2036 est donc de 3,9 %. Sur les 47 années de la période entière de 2009 à 2056, l'écart accumulé atteint 5,8 %.

Tableau 7 Méthode améliorée : projection des dépenses publiques de santé du Québec de 2009 à 2056 obtenue en tenant compte de l'interaction entre les dépenses de santé de fin de vie et la baisse des taux de mortalité et en utilisant les données moyennes de certains pays de l'Union européenne sur les dépenses de fin de vie, 2009

Année de projection	Dépenses projetées selon la méthode améliorée
	G$
2009 (observé)	27,5
2016	35,1
2026	49,3
2036	68,3
2046	87,4
2056	104,9

Sources : ISQ (2009).
ICIS (2011)
Przywara (2010)
Compilation par les auteurs.

Tableau 8 Projections des dépenses publiques totales de santé du Québec de 2009 à 2056 selon la méthode traditionnelle et selon la méthode améliorée en situation de mortalité constante, 2009

Année de projection	Dépenses projetées selon la méthode traditionnelle	Dépenses projetées selon la méthode améliorée
	à mortalité constante	à mortalité constante
	G$	
2009 (observé)	27,5	27,5
2016	34,9	34,9
2026	47,7	47,8
2036	63,1	63,2
2046	76,2	76,4
2056	87,7	88,0

Sources : ISQ (2009).
ICIS (2011).
Compilation par les auteurs.

La validité de ces résultats pour le Québec n'est pas assurée, puisque l'importance relative du coût de soigner les mourants est mesurée par des données européennes. Toutefois, nous avons procédé à un exercice supplémentaire qui leur donne une certaine crédibilité. L'exercice a consisté à effectuer deux nouvelles projections des dépenses de santé sur l'horizon 2009-2056, l'une avec la méthode traditionnelle et l'autre avec la méthode améliorée, dans un cadre démographique laissant la mortalité constante. Nous avons conservé les hypothèses de référence de l'ISQ pour la natalité, l'immigration et l'émigration, mais nous avons maintenu inchangée la force de mortalité pendant toute la période de projection. L'objectif vise à confirmer (ou non) qu'en l'absence d'amélioration de l'espérance de vie, les projections des dépenses de santé suivent à peu près la même trajectoire jusqu'en 2056 pour les deux méthodes.

Les données rapportées au tableau 8 montrent qu'en effet les résultats des deux projections sont presque identiques. Cela révèle, sans surprise, qu'il n'est pas nécessaire de tenir compte des dépenses de fin de vie dans un contexte de mortalité constante. À la lumière des résultats présentés au tableau 7, on en arrive à la conclusion qu'il est nécessaire d'utiliser la méthode améliorée de projection des dépenses de santé, qui tient compte de l'interaction entre les dépenses de fin de vie et la baisse des taux de mortalité.

La section suivante va maintenant extraire des données de l'ICIS l'information nécessaire à l'estimation des dépenses de santé de fin de vie au Québec et à l'application du modèle amélioré au contexte québécois.

MODÈLE THÉORIQUE, ESTIMATION STATISTIQUE ET PROJECTION

La présente section expose tout d'abord la théorie sous-jacente au modèle « amélioré » qui permet de distinguer les dépenses de santé respectivement consacrées aux survivants et aux mourants et expose les hypothèses particulières qui sont retenues en vue de l'estimation statistique. Elle procède ensuite à l'estimation statistique de ce modèle théorique au moyen des données québécoises de 1998 à 2009. Enfin, elle compare la projection qui en résulte à celle que donne la méthode traditionnelle jusqu'en 2056.

MODÈLE THÉORIQUE ET HYPOTHÈSES PARTICULIÈRES

Le modèle théorique qui est développé dans ce qui suit s'appuie sur les données historiques des dépenses de santé de la période de 12 ans – 1998-2009 – publiées par l'ICIS pour 20 cohortes d'âge et les deux sexes en conjonction avec les taux de mortalité du scénario démographique de référence de l'ISQ et Statistique Canada pour la même période.

Trois indices sont employés : pour l'âge (a = 1,...,20), le sexe (s = 1, 2) et l'année (t = 1998,...,2009). Les cohortes d'âge sont les suivants : moins de 1 an, 1 à 4 ans, 5 à 9 ans,..., 85 à 89 ans, 90 ans et plus. Le sexe 1 désigne les hommes; le sexe 2, les femmes.

Pour chaque âge a, sexe s et année t, on définit L = population des survivants, M = population des mourants, K = L + M = population totale, E = dépenses de santé pour la population des survivants, F = dépenses de santé pour la population des mourants, H = E + F = dépenses de santé pour l'ensemble de la population.

Ces définitions permettent de calculer les ratios suivants pour tout a, s et t : m = M/K = taux de mortalité, 1 – m = L/K = taux de survie, e = E/L = dépense moyenne par survivant, f = F/M = dépense moyenne par mourant, g = f – e = dépense supplémentaire par mourant (ou « coût marginal d'un décès »), h = H/K = dépense moyenne par habitant. Il va de soi que la dépense moyenne par mourant est plus élevée que la dépense moyenne par survivant, c'est-à-dire que, pour tout a, s et t, on a f > e, donc g > 0.

Il s'ensuit immédiatement de ces définitions que :

(Éq.1) $h(a, s, t) = e(a, s, t) + g(a, s, t)*m(a, s, t)$

Cette équation exprime le fait que, pour tout âge a, sexe s et année t, la dépense moyenne par habitant (h) est égale à la dépense moyenne par survivant (e), additionnée du supplément de dépense par mourant (g), lui-même pondéré par le taux de mortalité (m). Il est clair qu'en raison de la présence de g > 0, toute réduction de m fait nécessairement diminuer h.

Il y a 480 équations du type 1 (20 cohortes d'âge x 2 sexes x 12 années). Dans chacune, les données de l'ICIS fournissent la valeur de h, tandis que m est publié par Statistique Canada. L'équation 1 exprime donc un lien entre e et g, mais ne permet pas à elle seule de déduire ces deux valeurs individuellement. Pour y parvenir néanmoins, nous adoptons une stratégie statistique qui consiste à imposer un certain nombre de restrictions plausibles. L'objectif est d'estimer les valeurs de e et de g (donc aussi de f = e + g) pour les cohortes d'âge et les deux sexes dans l'année 2009, point de départ de la période de projection envisagée (2009-2056). Pour alléger la présentation, l'indice s du sexe sera omis au départ.

Il va de soi que, pour chaque année t et chaque âge a, les montants e (a, s, t) et g(a, s, t) ne sont pas nécessairement les mêmes pour les femmes (s = 2) que pour les hommes (s = 1). Nous allons donc partout traiter séparément les hommes et les femmes. Dans l'équation 1 et toutes les équations qui vont suivre, l'indice s sera supprimé, mais on comprendra qu'il s'agira chaque fois d'une simple mesure d'allégement du texte.

Nous récrivons donc l'équation 1 comme suit :

(Éq. 1 simplifiée) $h(a, t) = e(a, t) + g(a, t)*m(a, t)$

Nous appliquons quatre hypothèses particulières aux 240 observations pour chaque sexe.

La première est celle de l'« expansion homothétique ». En appliquant une batterie de tests aux données de l'ICIS pour la dépense moyenne par habitant (h) de 1998 à 2009, il nous est apparu plausible de supposer que les dépenses moyennes par cohorte d'âge ont crû de façon proportionnelle (ou homothétique) au cours de cette période. Nous avons donc imposé aux données de satisfaire l'hypothèse suivante :

(Éq. 2) $e(a, t) = e(a, 2009)*Q(t)*P(t)$
$f(a, t) = f(a, 2009)*Q(t)*P(t)$

Cette hypothèse a pour effet de faire croître chaque année les dépenses de santé en dollars courants par personne de toutes les cohortes d'âge au même rythme, tant pour les vivants que pour les mourants. Q et P sont des indices communs à tous les âges et aux deux types de patients. Q est un indice du volume réel des soins de santé et P, un indice des prix des soins. La normalisation adoptée fait de 2009 l'année de référence, de sorte que Q(2009)*P(2009) = 1.

Si on insère cette hypothèse d'expansion homothétique de la dépense moyenne par survivant et par mourant décrite par les équations 2 dans l'équation 1 simplifiée, on obtient :

(Éq. 3) $h(a, t) = [e(a, 2009) + g(a, 2009)*m(a, t)]* Q(t)*P(t)$

pour toutes les cohortes d'âge a et toutes les années t.

La deuxième hypothèse consiste à adopter une forme fonctionnelle flexible exprimant le lien entre la dépense moyenne par survivant e(a,2009) qui apparaît dans l'équation 3 et les cohortes d'âge a. La forme choisie est une fonction en escalier qui comprend 20 marches, chacune correspondant à l'un des 20 cohortes d'âge. On a ainsi :

(Éq. 4)
$e(a, 2009) = \beta_1*AGE_{1a} + \beta_2*AGE_{2a} +...+ \beta_{19}*AGE_{19a} +\beta_{20}*AGE_{20a}$

Où les AGE_{ja} sont des variables binaires telles que $AGE_{ja} = 1$ si $a = j$, et 0 si $a \neq j$, pour a, j = 1, 2, 3,..., 19, 20; et les β_j sont 20 paramètres à estimer statistiquement, pour j = 1, 2, 3,..., 19, 20. (Il s'ensuit que $e(a, 2009) = \beta_a$ pour tout a.) Toutefois, dans l'estimation finale, nous avons pu contraindre sans difficulté les paramètres β_j à satisfaire aux égalités $\beta_{18} = \beta_{19} = \beta_{20}$. Cela signifie que nous admettons l'hypothèse que, pour chacun des deux sexes, les trois dernières cohortes d'âge, soit les 80 à 84 ans, les 85 à 89 ans et les 90 ans et plus, affichent la même dépense moyenne par survivant en 2009. Autrement dit, il y a une dépense moyenne par survivant qui est commune à tous les 80 ans et plus. Le nombre final de paramètres β_j à estimer est donc de 18.

La troisième hypothèse impose que la dépense supplémentaire par mourant g(a, 2009) qui apparaît dans l'équation 3 soit la même pour toutes les personnes de même sexe, quel que soit leur âge. L'adoption de cette hypothèse se justifie par le fait que les données agrégées, les causes précises des décès, le temps pour soigner les mourants ou encore les types de traitement ne sont pas connus. On a donc :

(Éq. 5) $g(a, 2009) = \gamma$

Où γ est un paramètre à estimer statistiquement.

La quatrième et dernière hypothèse caractérise le facteur d'homothétie $V(t) \equiv Q(t)*P(t)$ de façon flexible comme une combinaison linéaire de 11 variables binaires temporelles correspondant aux 11 années d'observations 1998 à 2008, la valeur de V(2009) = Q(2009)*P(2009) étant, par définition, fixée à l'unité. La caractérisation de V(t) est donc la suivante :

(Éq. 6)
$V(t)= 1 + \alpha_{2008}*T_{2008t} + \alpha_{2007}*T2_{007t} +...+ \alpha_{1999}*T_{1999t} + \alpha_{1998}*T_{1998t}$

où les T_{yt} sont des variables binaires telles que $T_{yt} = 1$ si $t = y$, et 0 si $t \neq y$, pour t, y = 2008, 2007,..., 1999, 1998 ; et les α_y sont 11 paramètres à estimer statistiquement, pour y = 2008, 2007,..., 1999, 1998. (Il s'ensuit que V(2009) = 1 et $V(t) = 1 + \alpha_t$ pour tout $t < 2009$). Puisqu'à démographie constante, les dépenses de santé par habitant augmentent continuellement avec le temps, il faut s'attendre à ce que les paramètres αy prennent des valeurs négatives de plus en plus grandes à mesure qu'on s'éloigne de 2009, c'est-à-dire que $\alpha_{1998} < \alpha_{1999} <...< \alpha_{2007} < \alpha_{2008} < 0$.

Portant maintenant les équations 4, 5 et 6 dans l'équation 3, on obtient le modèle final à estimer statistiquement :

(Éq. 7)
$$h(a, t) = [\beta_1*AGE_{1a} + \beta_2*AGE_{2a} +...+ \beta_{17}*AGE_{17a} + \beta_{18}*AGE_{18a} + \gamma*m(a, t)] *[1 + \alpha_{2008}*T_{2008t} + \alpha_{2007}*T_{2007t} +...+ \alpha_{1999}*T_{1999t} + \alpha_{1998}*T_{1998t}] + \varepsilon(a, t)$$

Où ε(a, t) est un aléa de moyenne nulle qui s'ajoute à la partie déterministe du modèle. Au total, il y a 30 paramètres qui sont estimés par application de la méthode des moindres carrés non linéaires aux 240 observations de chaque sexe.

RÉSULTATS DE L'ESTIMATION STATISTIQUE

Les résultats de l'estimation de l'équation 7 pour chaque sexe sont rapportés au tableau 9. Les statistiques R^2 supérieures à 0,95 dans les deux cas indiquent un ajustement statistique global satisfaisant. Tel qu'anticipé, les coefficients estimés pour les 22 paramètres α sont tous négatifs et croissent avec le temps, à un degré variable d'une année à l'autre. Les 36 paramètres β qui mesurent la dépense par survivant selon l'âge sont tous estimés avec une bonne précision. Les deux paramètres γ qui captent la dépense supplémentaire par mourant sont statistiquement positifs pour les hommes comme pour les femmes. Cela confirme que les dépenses de fin de vie sont plus élevées que les dépenses pour les survivants.

Sur la base de ces résultats, le tableau 10 décompose la dépense moyenne de santé totale par habitant de 2009 en dépense moyenne par survivant et en dépense moyenne par mourant pour les 20 cohortes d'âge[5]. Pour chaque sexe, la dernière colonne du tableau calcule le ratio de la dépense par mourant à la dépense par survivant. En gros, on observe que la dépense de fin de vie varie de 6 à 104 fois la dépense par survivant, selon la cohorte d'âge et le sexe. Pour les hommes, la dépense moyenne par survivant diminue de 0 à 14 ans, se stabilise jusqu'à 34 ans, puis remonte progressivement (et plus rapidement après 64 ans). Pour les femmes, la dépense moyenne par survivant diminue de 0 à 14 ans, s'établit à un plateau de 20 à 49 ans, puis entame une remontée semblable à celle des hommes à partir de 50 ans.

Connaissant la population et le nombre de décès dans chaque cohorte d'âge et chaque sexe en 2009, on peut maintenant calculer, à partir des résultats du tableau 10 pour les dépenses *moyennes*, les dépenses *totales* qui

Tableau 9 Résultats de l'estimation du modèle statistique explicatif de la dépense de santé par habitant pour le Québec au moyen des observations de 1998 à 2009

Variables explicatives	Hommes		Femmes	
	Coefficient estimé	Écart-type	Coefficient estimé	Écart-type
Différence homothétique par rapport à 2009 (paramètres α)				
1998	−0,312	0,058	−0,249	0,107
1999	−0,302	0,053	−0,256	0,102
2000	−0,255	0,056	−0,204	0,108
2001	−0,221	0,057	−0,188	0,110
2002	−0,195	0,055	−0,175	0,102
2003	−0,175	0,062	−0,156	0,118
2004	−0,116	0,060	−0,132	0,121
2005	−0,119	0,062	−0,125	0,124
2006	−0,062	0,064	−0,070	0,134
2007	−0,065	0,060	−0,063	0,138
2008	−0,025	0,057	−0,026	0,142
Dépense par survivant selon l'âge en 2009 (paramètres β)				
< 1 an	6 408	266	5 637	539
1-4 ans	1 089	46	1 003	98
5-9 ans	988	49	904	91
10-14 ans	811	40	794	80
15-19 ans	868	42	1 061	105
20-24 ans	961	50	1 446	143
25-29 ans	961	45	1 774	170
30-34 ans	940	37	1 719	166
35-39 ans	1 186	58	1 552	157
40-44 ans	1 318	71	1 451	147
45-49 ans	1 434	72	1 575	156
50-54 ans	1 752	90	1 826	182
55-59 ans	2 195	125	2 123	215
60-64 ans	2 534	128	2 467	249
65-69 ans	3 959	192	3 910	393
70-74 ans	5 561	322	5 637	598
75-79 ans	7 319	486	8 067	872
80 ans et +	10 209	1 106	14 675	2 206
Dépense supplémentaire par mourant en 2009 (paramètres γ)				
	83 913	7 824	76 192	14 454
R^2		0,98		0,96
Nombre d'observations		240		240

Note : Application de la méthode des moindres carrés non linéaires à l'équation 7.

Sources : ISQ (2009).
ICIS (2011).

Compilation par les auteurs.

5. Les dépenses moyennes par survivant et par mourant sont ajustées par chaque groupe d'âge et par sexe pour obtenir le même coût global par groupe d'âge et par sexe qu'avec les données de l'ICIS. À partir des résultats du tableau, on calcule la dépense moyenne par mourant (f) comme la somme de la dépense moyenne par survivant (e) et de la dépense supplémentaire par mourant (g). Connaissant m, la relation h = e + g*m de l'équation 1 permet ensuite de calculer la dépense totale par habitant (h).

ont été réalisées en 2009 pour les survivants, pour les mourants et pour l'ensemble de la population et, par conséquent, la part de ses dépenses publiques de santé que le Québec a consacrée aux mourants en 2009[6]. Les résultats de ce calcul pour chaque cohorte d'âge et chaque sexe sont rapportés au tableau 11[7]. On y constate que, jusqu'à l'âge de 44 ans, la part des dépenses totales qui est absorbée par les soins aux mourants est plutôt modeste : moins de 9,3 % pour les hommes et moins de 5,2 % pour les femmes. Mais elle augmente rapidement par la suite, atteignant 70,1 % pour les hommes et 56,0 % pour les femmes parmi les 90 ans et plus. Globalement, si on fait la somme pour tous les âges et les deux sexes, on trouve que les dépenses de fin de vie auraient absorbé 21,4 % du total des dépenses publiques de santé. Pour la population âgée de 65 ans et plus tout particulièrement, la proportion du total consacrée aux dépenses de fin de vie s'élèverait à 32,8 %.

Tableau 10 Décomposition estimative de la dépense moyenne de santé par habitant en dépense moyenne par survivant et en dépense moyenne par mourant pour 18 cohortes d'âge et chaque sexe au Québec en 2009

Groupe d'âge	Hommes				Femmes			
	Moyenne	Survivants	Mourants	Ratio S/M	Moyenne	Survivants	Mourants	Ratio S/M
< 1	6 471	6 067	85 515	14,1	5 637	5 308	77 060	14,5
1-4 ans	1 202	1 189	92 825	78,0	1 129	1 120	86 215	77,0
5-9 ans	1 169	1 157	99 492	86,0	1 075	1 068	91 093	85,3
10-14 ans	970	951	99 413	104,5	954	943	91 512	97,0
15-19 ans	1 046	996	97 223	97,6	1 233	1 213	88 299	72,8
20-24 ans	1 195	1 125	99 362	88,3	1 676	1 654	88 766	53,7
25-29 ans	1 162	1 091	96 351	88,3	1 940	1 917	84 243	43,9
30-34 ans	1 011	944	85 236	90,3	1 870	1 841	83 461	45,3
35-39 ans	1 455	1 353	97 073	71,8	1 864	1 812	90 770	50,1
40-44 ans	1 735	1 575	101 862	64,7	1 824	1 731	92 638	53,5
45-49 ans	1 885	1 648	98 092	59,5	1 955	1 805	89 134	49,4
50-54 ans	2 391	2 014	98 460	48,9	2 304	2 071	88 478	42,7
55-59 ans	3 165	2 553	100 155	39,2	2 790	2 432	89 710	36,9
60-64 ans	3 691	2 760	94 158	34,1	3 217	2 696	85 949	31,9
65-69 ans	5 493	4 073	90 405	22,2	4 882	4 093	83 850	20,5
70-74 ans	8 585	6 129	98 614	16,1	7 862	6 438	93 454	14,5
75-79 ans	12 287	8 178	101 944	12,5	11 662	9 234	96 445	10,4
80-84 ans	14 318	8 962	82 629	9,2	14 644	11 690	72 386	6,2
85-89 ans	21 339	10 784	99 426	9,2	26 788	18 488	114 475	6,2
90 ans et +	24 072	9 038	83 321	9,2	23 566	12 510	77 462	6,2

Sources : ISQ (2009).
ICIS (2011).

Compilation par les auteurs basée sur les résultats du tableau 9.

6. Dans la terminologie adoptée, la dépense totale pour les survivants est e*(1 – m)*K, la dépense totale pour les mourants est f*m*K et la dépense totale pour l'ensemble de la population est la somme e*(1 – m)*K*e + f*m*K = (e +g*m)*K = h*K. Il s'ensuit que la part des dépenses totales consacrée aux mourants est égale à f*m/h.

7. Comme les dépenses totales de santé pour les survivants et pour les mourants de chaque cohorte d'âge et de chaque sexe sont des *estimations* et non des *observations*, leur somme n'est pas exactement égale à la donnée de l'IRIS (ajustée selon la note 2) pour la dépense totale de l'ensemble de la population, laquelle est une *observation*. Nous avons calculé que les écarts entre estimations et observations pour cette dépense d'ensemble varient entre un minimum de 3 % pour la cohorte des 80 ans et plus et un maximum de 16 % pour celui des 40 à 44 ans.

Comment ces résultats se comparent-ils avec ceux de recherches antérieures? Aux États-Unis, Lubitz et Riley (1993), Hogan et coll. (2001) et Hoover et coll. (2002) ont trouvé que les dépenses de fin de vie du programme *Medicare*, qui vise la population de 65 ans et plus, représentent de 25 % à 30 % des coûts totaux du programme. *Medicare* ne compte cependant que pour une fraction des dépenses totales de santé. Polder et coll. (2006) pour les Pays-Bas et Shmueli et coll. (2010) pour Israël ont estimé que les dépenses de fin de vie absorbaient autour de 15 % des dépenses de santé pour l'ensemble de la population et de 27 % pour les 65 ans et plus. Nos estimations sont un peu supérieures à celles des cinq études mentionnées. Soulignons que les univers ne sont pas entièrement comparables, ce qui peut expliquer les résultats plus élevés au Québec.

Tableau 11 Estimations des dépenses totales de santé pour les survivants, pour les mourants et pour l'ensemble de la population au Québec en 2009

Groupe d'âge	Hommes				Femmes			
	Survivants (1)	Mourants (2)	Ensemble (3)	Ratio 2 ÷ 3	Survivants (1)	Mourants (2)	Ensemble (3)	Ratio 2 ÷ 3
	M$			%	M$			%
< 1	296	21	317	6,7	246	16	262	6,3
1-4 ans	217	2	220	1,1	195	2	197	0,8
5-9 ans	250	2	252	1,0	219	1	220	0,7
10-14 ans	230	5	235	1,9	218	2	220	1,1
15-19 ans	281	14	296	4,9	327	5	332	1,6
20-24 ans	305	19	324	5,9	429	6	435	1,3
25-29 ans	324	21	345	6,1	546	7	553	1,2
30-34 ans	279	20	299	6,8	521	8	530	1,6
35-39 ans	381	29	411	7,1	483	14	497	2,8
40-44 ans	493	51	543	9,3	519	28	548	5,2
45-49 ans	591	87	677	12,8	634	54	688	7,8
50-54 ans	681	131	811	16,1	709	82	791	10,4
55-59 ans	744	184	928	19,9	734	111	846	13,2
60-64 ans	692	243	935	26,0	715	144	859	16,7
65-69 ans	772	286	1 059	27,1	840	172	1 012	17,0
70-74 ans	817	359	1 176	30,5	994	240	1 234	19,5
75-79 ans	852	487	1 339	36,4	1 256	376	1 631	23,0
80-84 ans	590	426	1 016	42,0	1 221	387	1 608	24,1
85-89 ans	328	408	736	55,5	1 175	689	1 864	37,0
90 ans et +	89	209	298	70,1	406	516	922	56,0
Total	**9 211**	**3 006**	**12 217**	**24,6**	**12 388**	**2 861**	**15 249**	**18,8**
Tous les âges (les deux sexes)	**21 600**	**5 866**	**27 466**	**21,4**				
Les 65 ans et plus (les deux sexes)	**9 340**	**4 555**	**13 895**	**32,8**				

Sources : ISQ (2009).
ICIS (2011).

Compilation par les auteurs basée sur les résultats du tableau 10.

CONSÉQUENCES POUR LES DÉPENSES DE SANTÉ FUTURES

L'objectif de la présente section est de projeter les dépenses de santé de 2009 à 2056 à partir de la méthode « améliorée » et de comparer les résultats obtenus à ceux qui sont tirés de l'application de la méthode « traditionnelle » sur le même horizon. Comme nous l'avons précédemment expliqué, la méthode améliorée tient compte de l'interaction entre les dépenses de fin de vie et la baisse du taux de mortalité; à cette fin, elle utilise les estimations des tableaux 10 et 11 qui séparent les dépenses de santé des survivants de celles des mourants. La méthode traditionnelle, au contraire, ne tient pas compte de cette interaction et ne distingue pas les mourants des survivants. Rappelons que les deux méthodes emploient le scénario démographique de référence de l'ISQ (2009) et font l'hypothèse qu'à démographie et inflation constantes, les dépenses de santé par âge et par sexe croissent de façon proportionnelle (homothétique) au taux annuel de 1,7 % sur tout l'horizon de la projection (2009-2056) en raison de l'évolution des pratiques médicales, de la technologie, de la demande et de la productivité.

Le tableau 12 permet de comparer les résultats des projections obtenues à partir des deux méthodes pour les dépenses publiques réelles de santé du Québec de 2009 à 2056[8]. Dans un cas comme dans l'autre, les dépenses réelles de santé progressent sous l'influence de la démographie, des pratiques, de la technologie, de la demande et de la productivité. Mais, comme on s'y attend, la progression est un peu plus lente selon la méthode améliorée que selon la méthode traditionnelle, parce que la méthode améliorée tient compte du fait que l'interaction entre les dépenses de fin de vie et la baisse du taux de mortalité ralentit la croissance des dépenses de santé par âge. En 2036, par exemple, la méthode améliorée projette des dépenses de 66,0 G$, tandis que la méthode traditionnelle donne 71,1 G$. Inflation déduite, le taux de croissance annuel moyen est de 3,30 % dans le premier cas et de 3,59 % dans le second. L'écart accumulé sur les 27 ans, de 7,2 %. Sur la période entière de 2009 à 2056, les taux de croissance annuels moyens sont de 2,79 % pour la méthode améliorée et de 3,02 % pour la méthode traditionnelle. L'écart de croissance annuelle entre les deux résultats est donc de 0,24 point de pourcentage et l'écart accumulé sur les 47 ans étant de 10,3 %.

Tableau 12 Projection des dépenses publiques de santé de 2009 à 2056 selon la méthode « améliorée » et la méthode « traditionnelle », 2009

Année de projection	Dépenses projetées selon la méthode améliorée	Dépenses projetées selon la méthode traditionnelle
	G$	
2009 (observé)	27,5	27,5
2016	34,7	35,5
2026	48,1	50,5
2036	66,0	71,1
2046	83,8	92,1
2056	99,9	111,4

Sources : ISQ (2009).
ICIS (2011).
Compilation par les auteurs.

CONCLUSION

Au Québec comme ailleurs, le vieillissement de la population va exercer une forte pression sur la viabilité à long terme du financement des dépenses publiques de santé et de services sociaux. Projeter de la manière la plus fiable possible l'évolution de ces dépenses est une condition essentielle à la compréhension de ce défi collectif et à la mise au point de politiques publiques permettant de le relever avec succès.

Comme l'espérance de vie va continuer à s'accroître significativement au cours des prochaines décennies, utiliser une méthode de projection dite « traditionnelle » qu'on suppose inchangée au fil du temps, la structure par âge et par sexe des dépenses de santé peut conduire à une surestimation des dépenses de santé futures, parce que la diminution des dépenses de fin de vie qu'entraîne la baisse des taux de mortalité se trouve omise. Afin de corriger cette omission, la présente étude a développé un modèle de projection des dépenses de santé futures dit « amélioré ». Ce modèle permet de décomposer les dépenses de santé par cohorte d'âge et par sexe en deux portions : celles qui sont consacrées aux gens qui survivent et celles qui financent les soins aux personnes qui en sont à leur dernière année de vie.

8. Dans le cas de la méthode traditionnelle, les résultats sont reproduits du tableau 5.

L'estimation statistique de ce modèle s'appuie sur les dépenses historiques de santé des années 1998 à 2009 publiées par l'ICIS pour 20 cohortes d'âge et les deux sexes et sur les taux de mortalité enregistrés par Statistique Canada au cours de cette période. Les résultats obtenus nous ont permis de déduire qu'en 2009 les dépenses de fin de vie représentaient 21,4 % du total des dépenses de santé de l'ensemble de la population et 32,8 % de celles de la population de 65 ans et plus.

Nous avons comparé la projection des dépenses réelles de santé jusqu'en 2056 qui découle de ce modèle amélioré à celles qui sont tirées du modèle traditionnel négligeant l'interaction entre la baisse des taux de mortalité et les dépenses de fin de vie. Les deux modèles emploient le scénario démographique de référence de l'ISQ (2009) et font l'hypothèse qu'à démographie et inflation constantes, les dépenses de santé par âge et par sexe croissent de façon proportionnelle (homothétique) au taux annuel de 1,7 % de 2009 à 2056. Nous avons trouvé qu'en 2056 l'écart accumulé entre les deux projections est de 10,3 % seulement. Inflation déduite, cela reflète des taux de croissance annuels moyens de 2,79 % pour le modèle amélioré et de 3,02 % pour le modèle traditionnel. Avec un écart annuel de 0,24 point de pourcentage entre les deux taux de croissance, force est de constater que la prise en compte des dépenses de fin de vie ne réduit que partiellement la croissance des dépenses réelles de santé.

Qu'on applique une méthode de projection ou l'autre, les dépenses publiques de santé du Québec augmenteront fortement dans les décennies à venir. Dans les hypothèses retenues, même en tenant compte de l'interaction entre la baisse des taux de mortalité et les dépenses de fin de vie, nous estimons que le taux de croissance annuel moyen des dépenses réelles de santé atteindra 2,79 % de 2009 à 2056. Ce rythme est nettement supérieur au taux de croissance réel anticipé de l'économie québécoise, que tous les prévisionnistes établissent à un niveau bien inférieur à 2 % par année pour cette période. Déjà parmi les plus élevées au monde (voir le tableau 1), le poids des dépenses publiques de santé dans le PIB du Québec va continuer à s'accroître, selon la tendance actuellement prévisible.

RÉFÉRENCES

BREYER, F., et S. FELDER (2004). « Life expectancy and health care expenditures in the 21st century: a new calculation for Germany using the costs of dying », *Health Policy*, vol. 75, nº 2, janvier, p. 176-186.

COMITÉ CONSULTATIF SUR L'ÉCONOMIE ET LES FINANCES PUBLIQUES (2010). *Une voie durable, pour rester maîtres de nos choix*, Le Québec face à ses défis, Fascicule 3. Gouvernement du Québec.

CONSEIL DU TRÉSOR DU QUÉBEC (2006). *Budget de dépenses 2006-2007*, vol. II, Crédits des ministères et organismes pour l'année financière se terminant le 31 mars 2007, Québec.

DUNGAN, P., et S. MURPHY (2011). *A population projection for Canada with an updated application to health care expenditure*, PEAP Policy Study 2010-1, Rotman School of Management, University of Toronto.

GODBOUT, L. (2006). « Des finances publiques sous haute tension », dans GODBOUT, L. (dir.), Agir maintenant pour le Québec de demain. Les presses de l'Université Laval, p. 111-122.

GODBOUT, L., et autres (2009). « Nouvelles perspectives démographiques, mêmes défis budgétaires », *Cahiers québécois de démographie*, vol. 38, nº 1, printemps, p. 193-209.

GERDTHAM, U. G., et autres (1992). « An Econometric Analysis of Health Care Expenditure: A Cross-Section Study of the OECD Countries », *Journal of Health Economics*, vol. 11, nº 1, mai, p. 63-84.

HOGAN, C., et autres (2001). « Medicare beneficiaries' costs of care in the last year of life », *Health Affairs*, vol. 20, nº 4, juillet-août, p. 188-195.

HOGAN, S., et A. POLLOCK (2001). *Why does health-care utilization increase with age: the cost of living or the cost of dying?* Document de recherche, Direction de la recherche appliquée et de l'analyse, Service de l'information, de l'analyse et de la connectivité, mai.

HOOVER, D.R., et autres (2002). « Medical expenditures during the last year of life: findings from the 1992–1996 Medicare Current Beneficiary Survey », *Health Services and Resources*, vol. 37, nº 6, décembre, p. 1625-1642.

INSTITUT CANADIEN D'INFORMATION SUR LA SANTÉ (2011). *Tendances des dépenses nationales de santé, 1975 à 2011*, Ottawa.

INSTITUT DE LA STATISTIQUE DU QUÉBEC (2009). *Perspectives démographiques, Québec et régions, 2006-2056*. Édition 2009, Québec, Gouvernement du Québec, 132 p.

LEFEBVRE, M. (2011). *Les finances publiques du Québec : l'heure des choix a sonné*, Rapport, Conference Board du Canada, novembre.

LUBITZ, J. D., et G. F. RILEY (1993). « Trends in Medicare payments in the last year of life », *New England Journal of Medicine*, vol. 328, n° 15, avril, p. 1092-1096.

MCGRAIL, K., et autres (2000). « Age, costs of acute and long-term care and proximity to death: evidence for 1987-88 and 1994-95 in British Columbia », *Age and Ageing*, vol. 29, n° 3, mai, p. 249-253.

O'CONNELL, J. (1996). « The Relationship between health expenditures and theage structure of the population in OECD Countries », *Health Economics*, vol. 5, n° 6, novembre-décembre, p. 573-578.

ORGANISATION DE COOPÉRATION ET DE DÉVELOPPEMENT ÉCONOMIQUES (1987). *Financing and Delivering Health Care: A Comparative Analysis of OECD Countries*, OECD Social Policy Studies n° 4, OECD, Paris.

ORGANISATION DE COOPÉRATION ET DE DÉVELOPPEMENT ÉCONOMIQUES (2012). *Base de données de l'OCDE sur la santé*, Paris.

PALANGKARAYA, A., et J. YONG (2009). « Population ageing and its implications on aggregate health care demand : empirical evidence from 22 OECD countries », *International Journal of Health Care Finance and Economics*, vol. 9, n° 4, décembre, p. 391-402.

POLDER, J. J., J. J. BARENDREGT et H. VAN OERS (2006). « Health care costs in the last year of life – the Dutch experience », *Social Science and Medicine*, vol. 63, n° 7, juin, p. 1720-1731.

PRZYWARA, B. (2010). *Projecting future health care expenditure at European level: drivers, methodology and main results*, Economic Papers, n° 417, Commission européenne, Bruxelles.

ROBSON, W. B. P. (2010). *The glacier grinds closer: how demographics will change Canada's fiscal landscape*, C.D. Howe Institute, e-brief, septembre.

ROOS N. P., P. MONTGOMERY et L. L. ROOS (1987). « Health care utilization in the years prior to death », *Milbank Quarterly*, vol. 65, n° 2, juin, p. 231-254.

SANTÉ CANADA (2001). « Le vieillissement et la réforme de la santé », *Bulletin de recherche sur les politiques de santé*, vol. 1, n° 1, p. 3.

SERUP-HANSEN, N., J. WICKSTRØM et I. S. KRISTIANSEN (2002). « Future health care costs – do health care costs during the last year of life matter? », *Health Policy*, vol. 62, n° 2, novembre, p. 161-172.

SESHAMAN, M., et A. M. GRAY (2004). « A longitudinal study ofthe effects of age and time to death on hospital costs », *Journal of Health Economics*, vol. 23, n° 2, mars, p. 217-235.

SHMUELI, A., et autres (2010). « Health care costs during the last 12 months of life in Israel: estimation and implicatons for risk-adjustment », *International Journal of Health Care Finance and Economics*, vol. 10, n° 3, septembre, p. 257-273.

STEINMANN, L., H. TELSER et P. ZWEIFEL (2006). *The impact of aging and future healthcare expenditure: a consistent approach*, Working Paper n° 0510, Socio-economic Institute, Université de Zurich, décembre.

STATISTIQUE CANADA (2011). *Banque de données CANSIM*, Ottawa.

ZWEIFEL, P. S. FELDER et M. MEIERS (1999). « Ageing of popuation and health care expenditure: a red herring? », *Health Economics*, vol. 8, n° 6, septembre, p. 485–496.

ZWEIFEL, P., S. FELDER et A. WERBLOW (2004). « Population ageing and health care expenditure: new evidence on the "red herring" », *Geneva Papers on Risk and Insurance*, vol. 29, n° 4, octobre, p. 652–666.

LES DÉPENSES DE SANTÉ, LA SANTÉ ET LA LONGÉVITÉ

Aurélie Côté-Sergent, Raquel Fonseca, Pierre-Carl Michaud
ESG UQAM[1]

Dépensons-nous trop en santé? Dans cet article, nous survolons la littérature économique qui s'est intéressée à la question de la hausse des dépenses de santé ainsi qu'à l'amélioration de la santé et de la longévité. En s'appuyant sur cette littérature qui permet de comprendre comment allouer de manière optimale les ressources entre la consommation de biens et la santé, il est possible de quantifier les bénéfices économiques découlant des investissements en santé afin de les comparer avec les coûts et de mieux comprendre les déterminants de ces derniers. De plus, nous pouvons ainsi mieux comprendre l'interaction entre les différentes forces qui entraînent une augmentation des dépenses. Même si le discours public tend à mettre l'accent sur le contrôle des dépenses, cette littérature insiste sur la nécessité d'établir une quantification des bénéfices économiques des dépenses en santé afin de mieux évaluer la croissance des dépenses et les conséquences de politiques visant à freiner cette croissance.

Une part grandissante des revenus totaux des pays de l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE, 2012) est allouée aux dépenses de santé. Au Canada, ce pourcentage se chiffrait à 5,4 % en 1960, à 7,0 % en 1980 et à 11,4 % en 2010. Dans ces mêmes pays, la hausse des dépenses s'accompagne toutefois d'une amélioration de l'espérance de vie. Ainsi, un Canadien né en 1960 avait une espérance de vie à la naissance de 71 ans, puis de 75,3 ans s'il était né en 1980 et de 80,8 ans s'il était né en 2008 (Banque mondiale, 2012).

Plusieurs chercheurs ont cherché à comprendre les causes et les liens entre ces deux phénomènes. Selon Cutler et coll. (2006b), les progrès technologiques en médecine ont été la principale source de l'amélioration de l'espérance de vie. Quant au rôle joué par la croissance économique et l'émergence de l'assurance santé, la littérature inspirée de la « Health Insurance Experiment » réalisée aux États-Unis (Manning et coll., 1988) ainsi que les études économiques sur le gradient statut socioéconomique santé (Adams et coll., 2003; Smith, 2007), concluent que ces deux facteurs n'ont pu jouer un rôle important dans l'amélioration de l'espérance de vie. Pour sa part, Newhouse (1992) montre que la hausse du revenu et l'amélioration de la couverture d'assurance maladie ne peuvent expliquer qu'au plus 30 % de la hausse des dépenses, alors que le progrès technologique y contribuerait pour plus de 60 %. Donc, le progrès technologique semble être en grande partie responsable de ces deux phénomènes.

1. Nous remercions Sylvie Rheault pour ses suggestions éditoriales qui ont grandement amélioré l'article. Cette recherche a reçu du financement provenant de la subvention *Programme d'aide financière à la recherche et création* (PAFARC) de l'École des sciences de la gestion de l'UQAM. Aurélie Côté-Sergent remercie le financement reçu par le biais de la bourse J.-A. Bombardier du CRSH. Adresse de correspondance : 315, rue Ste-Catherine Est, Montréal, H2X 3X2, michaud.pierre_carl@uqam.ca.

Même si les déterminants principaux sont connus, cela ne permet pas de répondre à la question : dépense-t-on trop en santé? Pour y répondre, il faut un cadre d'analyse qui permet d'évaluer la valeur économique des dépenses de santé, c'est-à-dire qu'il faut comparer les coûts et les bénéfices.

Bien sûr, les bénéfices se trouvent du côté de l'amélioration de la santé et de la longévité. Les économistes ont depuis longtemps reconnu qu'il existe une « disposition à payer » considérable pour améliorer la santé et la longévité (Viscusi, 1993)[2].Ces dispositions à payer sont utilisées par nos gouvernements pour évaluer des projets dans plusieurs domaines tels la sécurité au travail, le transport, l'environnement et la santé.

Sans intervention, un patient subissant une crise cardiaque a probablement peu de chances de survivre. En dépensant davantage, on peut espérer vivre plus longtemps, et en soi, cela procure un bénéfice économique non négligeable. Le premier défi est donc de bien comprendre les gains en santé et en longévité associés à la transformation des services de santé afin de quantifier ces bénéfices. En contrepartie, augmenter les dépenses en santé implique qu'il est nécessaire de réduire les dépenses pour les autres biens et services. Il y a donc un coût d'opportunité. De ce fait, la question est de savoir si ces dépenses en santé produisent un bénéfice économique qui est suffisamment élevé pour compenser la perte de consommation pour les autres biens et services. Pour mesurer ces bénéfices et ces coûts, il faut donc construire un modèle économique. Dans cet article, nous présentons les travaux récents ayant tenté de faire cet exercice.

Dans la prochaine section, nous présentons tout d'abord les tendances en matière de santé et de longévité au cours des dernières décennies. La section suivante concerne la croissance des dépenses en santé au cours de la même période. Par la suite, sont passées en revue les études ayant cherché à expliquer la hausse des dépenses en santé, permettant ainsi de fournir un cadre théorique à l'analyse économique des investissements en santé.

TENDANCES EN MATIÈRE DE SANTÉ ET DE LONGÉVITÉ

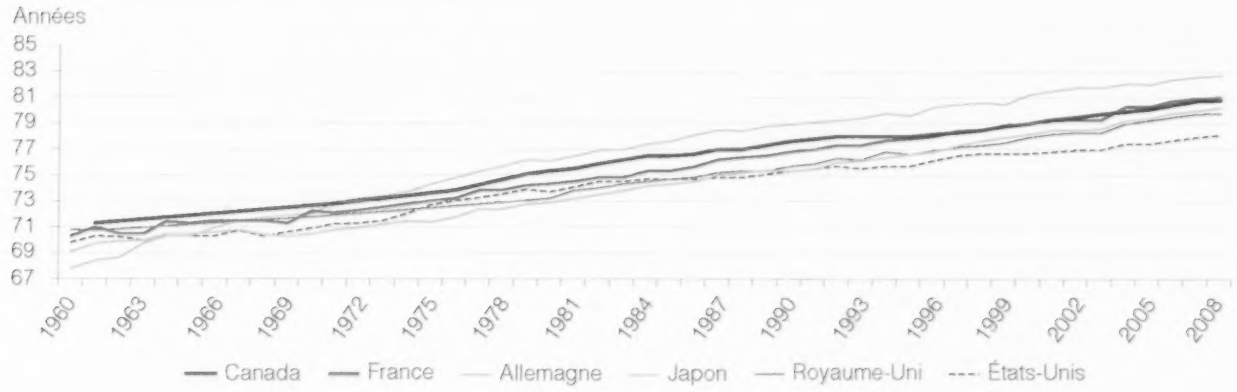
Pour bien comprendre les enjeux, il importe d'abord de dresser un portrait de l'évolution de l'espérance de vie et de la santé depuis les années 1950. On constate que l'espérance de vie est en hausse continue dans la plupart des pays de l'OCDE. Comme l'illustre la figure 1, autant le Japon que le Canada ou les États-Unis ont vu une amélioration de leur espérance de vie. Il est remarquable de voir à quel point cette hausse a été constante au cours des 60 dernières années. On note une tendance quasiment linéaire, c'est-à-dire un gain d'environ deux ans d'espérance de vie tous les dix ans en moyenne.

Bien que la hausse de l'espérance de vie soit généralisée, elle est moins rapide dans certains pays. En fait, la figure 1 montre bien que l'espérance de vie croît plus lentement aux États-Unis. Cette différence provient en grande partie des différences de mortalité après 50 ans. Pour illustrer cela, nous présentons à la figure 2 l'évolution de l'espérance de vie conditionnelle à la survie jusqu'à 50 ans pour un groupe représentatif de pays européens et les États-Unis. En Europe, un quinquagénaire pouvait espérer vivre 27,14 ans en 1975, alors qu'un autre pouvait espérer vivre 32,48 ans en 2005. Cela représente un gain de 5,34 ans sur une période de 30 ans. Cette hausse fut beaucoup plus faible aux États-Unis. L'espérance de vie y est passée de 27,24 ans à 30,98 ans, un gain de 3,74 années.C'est un retard considérable accumulé en très peu de temps. Ce retard a récemment préoccupé les chercheurs américains à un point tel qu'ils ont réuni un comité afin d'en comprendre les sources (National Research Council, 2011). Nous reviendrons sur la pertinence du recul américain pour le cas canadien.

Pour bien comprendre la source de ces améliorations de l'espérance de vie, il convient de regarder l'évolution des taux de mortalité. La figure 3 montre, pour le Canada, que la mortalité est en baisse à tous les âges depuis 1925, quoique de façon plus marquée chez les personnes âgées dans les dernières décennies. On voit bien que le recul

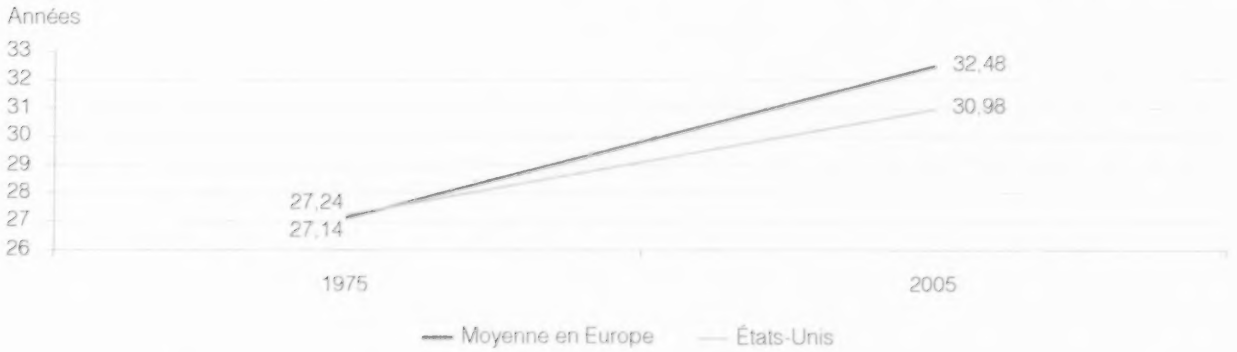
2. Les économistes utilisent le terme « disposition à payer » pour l'analyse de bien-être. Dans le cadre de biens qui ne sont pas échangés sur les marchés, la valeur économique de ceux-ci est difficile à définir (on ne peut utiliser le prix sur le marché). La disposition à payer consiste à regarder l'équivalent monétaire qu'une personne serait prête à sacrifier pour obtenir le bien en question. Ce concept est utilisé tant pour quantifier la valeur économique d'une amélioration de la santé ou de l'espérance de vie que pour l'évaluation des projets environnementaux.

Figure 1 Évolution de l'espérance de vie à la naissance, quelques pays de l'OCDE, 1960 à 2008



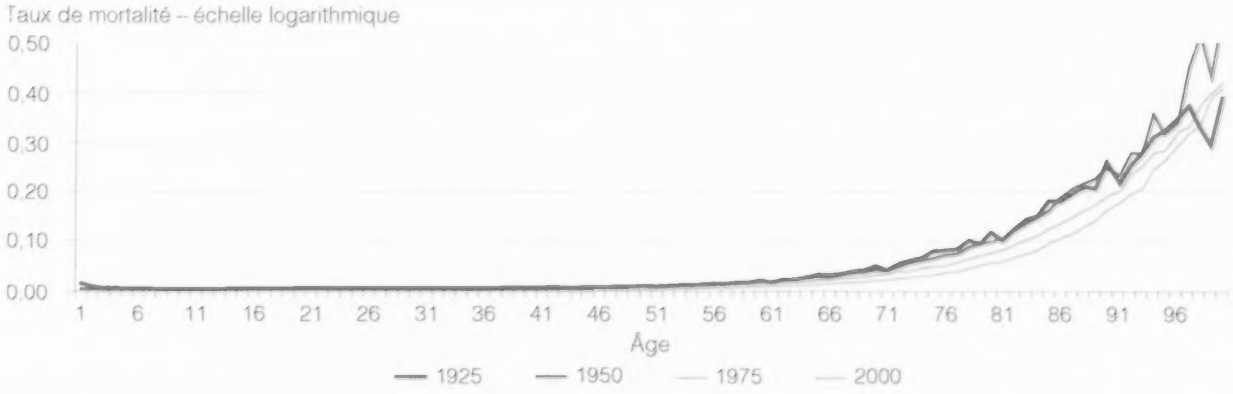
Source : OCDE Eco-Santé (2012).

Figure 2 Évolution de l'espérance de vie à 50 ans, Europe et États-Unis, 1975 à 2005



Source : Michaud, P.-C. et coll. (2011). Les pays européens sont la Suède, la France, l'Allemagne, les Pays-Bas, l'Espagne, l'Italie, le Danemark ainsi que la Grèce. Les données proviennent du *Human Mortality Database*.

Figure 3 Évolution du taux de mortalité au Canada



Source : *Human mortality database* (2012).

de la mortalité après 50 ans fut le principal moteur de la hausse de l'espérance de vie dans la plupart des pays de l'OCDE au cours du dernier demi-siècle. En d'autres mots, les gains réalisés dans la première partie du XX^e siècle, concentrés aux plus jeunes âges, ont presque éliminé la possibilité de gains futurs qui affecteraient de manière substantielle l'espérance de vie. Pour soutenir une hausse de l'espérance de vie presque linéaire, comme nous avons vu à la figure 1, on a montré qu'il faudra que les progrès en termes de mortalité surviennent à des âges de plus en plus avancés et même s'accélèrent (Olshansky, Carnes et Cassel, 1990).

En décomposant la baisse de la mortalité par cause, on se rend compte facilement que le recul est en grande partie expliqué par la baisse de la mortalité due aux maladies cardiovasculaires (Cutler et coll., 2006a). Pour une hausse totale de l'espérance de vie de 6,97 années entre 1960 et 2000 aux États-Unis, le recul de ce type de décès est responsable de 4,88 années, soit 70 % de la hausse observée (voir tableau 1). On peut présumer que la même décomposition produirait des résultats similaires pour le Canada.

À quoi peut-on attribuer cette baisse de la mortalité? Il semble peu probable que le tabagisme en soit responsable, puisqu'il a augmenté puis diminué au cours de la période étudiée. Par contre, Lichtenberg (2008) a démontré empiriquement que la plus grande utilisation des nouvelles technologies serait grandement associée à cette diminution de la mortalité liée aux maladies cardiovasculaires. Parmi ces technologies se retrouvent des médicaments comme les bêtabloquants et les statines ainsi que des techniques chirurgicales ayant fait leur apparition durant les années 1980 comme l'angioplastie. Quant au cancer, autre cause importante de mortalité, Lichtenberg (2010) avance que 75 % de la réduction de la mortalité postcancer aurait comme source l'innovation médicale. On peut donc croire que la technologie a joué un grand rôle dans l'augmentation de l'espérance de vie.

Cette augmentation de l'espérance de vie perdurera-t-elle? La réponse dépendra de deux forces importantes : 1) le progrès technologique d'une part et 2) les maladies chroniques et l'obésité chez les personnes âgées d'autre part.

Selon la littérature récente, les progrès technologiques, notamment en ce qui a trait aux maladies dégénératives qui apparaissent à des âges avancés, seraient encourageants. Parmi les techniques prometteuses, on compte la restriction calorique, les interventions sur les cellules souches et les interventions génétiques. Il a été démontré, chez les rongeurs, que la restriction calorique, qui consiste en la réduction de l'apport calorique de 30 à 40 %, peut prolonger la durée de vie et améliorer la résistance au stress (Baur et Sinclair, 2006). Un autre exemple est donné par les techniques de régénération des tissus humains. L'équipe de Doris Taylor (2012), chercheuse et professeure de l'Université du Minnesota, a mis au point un procédé qui permet de régénérer le cœur d'un rongeur atteint d'une maladie du cœur. Ces technologies pourraient constituer le type d'innovations qui pourraient accélérer la réduction des taux de mortalité à des âges avancés. D'un autre côté, on semble observer un ralentissement de l'innovation pharmaceutique au cours de la dernière décennie, plusieurs nouveaux médicaments ayant échoué en essais cliniques, ce qui pourrait indiquer que nous arrivons aux limites de ce que la pharmacologie peut faire pour réduire la mortalité.

Tableau 1 Raisons de l'amélioration de l'espérance de vie parmi les nouveaux nés, 1960-2000

Cause	Amélioration de l'espérance de vie (années)	Contribution relative (%)
Réduction du taux de mortalité associé à des maladies cardiovasculaires	4,88	70
Réduction du taux de mortalité infantile	1,35	19
Réduction du taux de mortalité associé à des causes externes	0,36	5
Réduction du taux de moralité associé à la pneumonie ou à l'influenza	0,28	4
Réduction du taux de mortalité associé au cancer	0,19	3
Total	**6,97**	**100**

Note : La somme des contributions relatives ne donne pas 100 en raison de l'arrondissement des chiffres.
Source : Cutler et coll. (2006a).

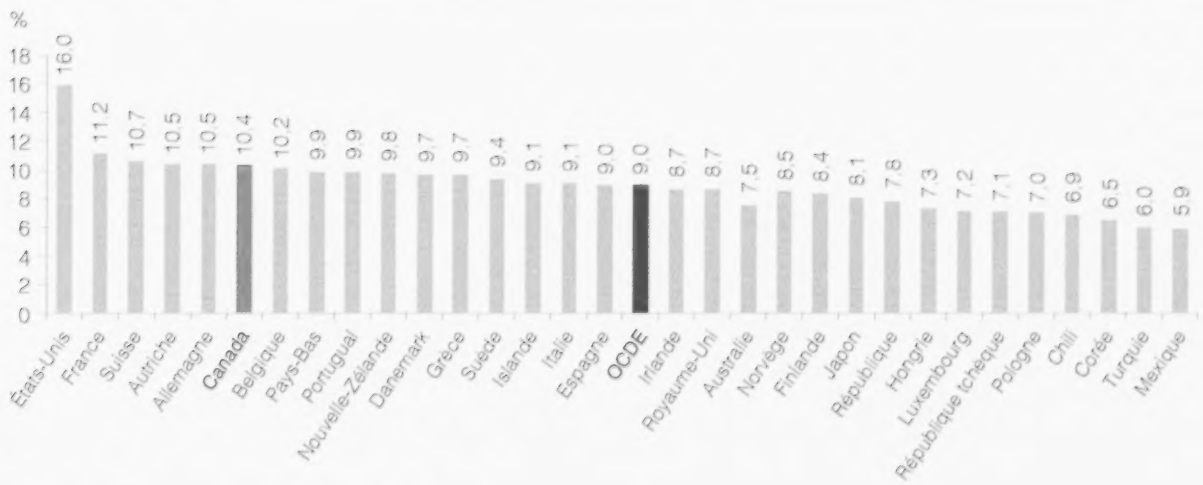
Il y a cependant une ombre importante au tableau. L'évolution de l'état de santé des personnes âgées au Canada n'est pas des plus positives. En effet, pour les personnes âgées de 65 et plus, le taux d'incapacité a augmenté entre 2001 et 2006 (Statistique Canada, 2008) pour atteindre 43,2 %. Cela représente une hausse de trois points de pourcentage (Gouvernement du Canada, 2012). D'autres données indiquent que les maladies chroniques et l'obésité sont en hausse chez les personnes âgées au Canada (Agence de santé du Canada, 2011). À titre d'exemple, entre 2000 et 2010, la prévalence du diabète, condition associée à l'obésité, pour les personnes de 65 ans et plus, est passée de 12,7 % à 17,9 %. On observe également une hausse du nombre de cancers dans la population canadienne, mais une diminution de l'arthrite et des rhumatismes, toujours chez les personnes âgées de plus de 65 ans. Bien que nous présentions les données canadiennes, la hausse du nombre de maladies chroniques est observable aux États-Unis (Health and Retirement Study) et en Europe (International Longevity Centre UK, 2011). Les niveaux de prévalence sont en général plus élevés aux États-Unis, en particulier à ce qui a trait à l'obésité (Banks et coll., 2006; Michaud, P.-C. et coll., 2011). Certains vont jusqu'à prédire une baisse de l'espérance de vie dans les années à venir due à l'obésité et à ses conséquences en termes de santé (Olshansky et coll., 2005). Puisque le Canada et d'autres pays semblent suivre la tendance historique américaine, avec un certain retard, on pourrait penser que les gains d'espérance de vie pourraient aussi fondre dans les décennies à venir si rien ne change du côté des maladies chroniques. Ce qui est clair cependant, c'est qu'autant le progrès technologique que la hausse de la prévalence des maladies chroniques sont susceptibles de se traduire en une pression accrue sur les dépenses de santé.

CROISSANCE DES DÉPENSES DE SANTÉ

L'augmentation des dépenses en santé constitue pour plusieurs gouvernements une source de préoccupations constantes, car celles-ci augmentent plus rapidement que la hausse du produit intérieur brut (PIB). En termes de niveaux, les dépenses en santé en proportion du PIB aux États-Unis et au Canada se situent bien au-dessus de la moyenne de l'ensemble des pays de l'OCDE qui est de 9 % (figure 4).

Cette part des dépenses en santé dans le PIB augmente depuis maintenant plusieurs décennies. Les dépenses ont augmenté en moyenne de 2 % par année dans des pays comme l'Allemagne, tandis que la croissance moyenne a été de 4 % aux États-Unis, en Espagne et au Portugal (Chandra et Skinner, 2011). Puisque la croissance moyenne du PIB a été de moins de 2 % au cours de cette période, la majorité des pays de l'OCDE ont vu les ressources allouées à la santé augmenter.

Figure 4 Dépenses de santé en proportion du PIB, pays de l'OCDE, 2008



Source : Eco-Santé, OCDE (2012).

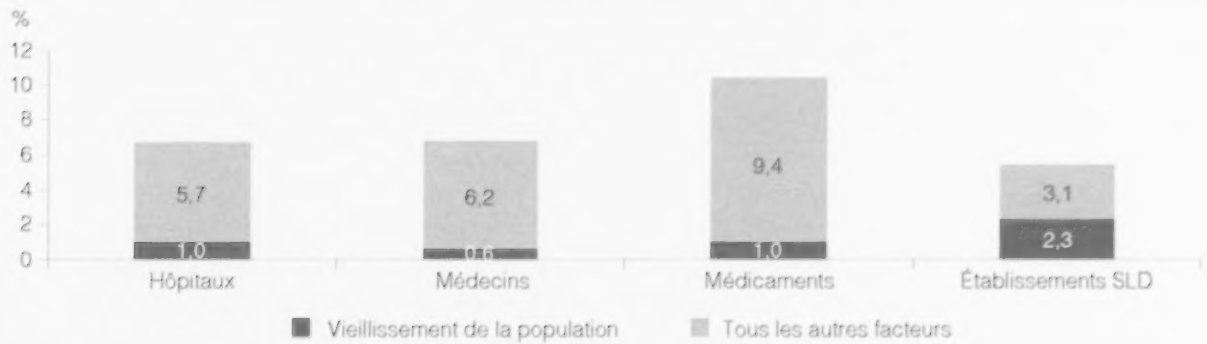
De nombreuses études ont regardé les déterminants des dépenses de santé, le plus souvent par analyse de régression en coupe transversale (plusieurs pays) ou bien en panel (plusieurs pays sur plusieurs années) (voir Gertdtham et Jönsson (2000) pour une revue exhaustive de ces études). Ces études empiriques sur des données agrégées ont mis l'accent sur le rôle explicatif du revenu par habitant (PIB par habitant). Dans bon nombre d'études, on note une élasticité revenu des dépenses de santé égale sinon plus élevée que l'unité. Cela, jumelé à la croissance économique observée, permet d'expliquer assez bien la part croissante du PIB dévouée à la santé. Dans leur revue de la littérature, Gertdham et Jönsson (2000) soulignent la difficulté d'isoler le rôle joué par le progrès technologique, souvent inobservable dans ces études, et pouvant certainement être corrélé avec la croissance du revenu (les pays riches adoptent peut-être les nouvelles technologies plus rapidement).

Plusieurs études ont tenté de comprendre la hausse des dépenses de santé en combinant des données microéconomiques et macroéconomiques. Newhouse (1992), Cutler (1995) et, plus récemment, Smith, Heffler et Freeland (2000) se sont intéressés plus spécifiquement à l'augmentation des dépenses en santé aux États-Unis. Les auteurs examinent la contribution de différents facteurs qui sont en évolution dans la société américaine ainsi que leur impact sur les dépenses en santé. Dans leur analyse, la partie non expliquée par les différents facteurs étudiés (vieillissement, revenu, assurance, rémunération des médecins, prix) est attribuée au progrès technologique.

Bien que la hausse des dépenses en santé soit souvent associée au vieillissement de la population observé dans la majorité des pays de l'OCDE, un rapport de l'Institut canadien d'information sur la santé (ICIS, 2011) montre des constats plus nuancés qui sont en accord avec les analyses faites aux États-Unis (CBO, 2008). Les dépenses absolues sont effectivement plus élevées pour les personnes âgées de plus de 65 ans que pour celles âgées de 20 à 64 ans. Par contre, la contribution du vieillissement de la population à la croissance des dépenses médicales est somme toute relativement faible à ce jour, en partie parce que les baby-boomers ne sont pas encore assez âgés pour faire une différence marquée. Selon l'ICIS, pour une croissance annuelle moyenne des dépenses des hôpitaux et de dépenses en médicaments de 6,7 % et 10,4 % respectivement, une part de seulement 1 % est attribuable au vieillissement de la population (figure 5), le reste étant associé à d'autres facteurs. En ce qui a trait à la croissance annuelle moyenne des dépenses en établissements de soins de longue durée de 5,4 %, le vieillissement de la population représente 2,3 % de cette hausse (ICIS, 2011). Donc, même si le vieillissement de la population est au cœur de la problématique du financement des dépenses de santé, sa contribution à la croissance des dépenses historiques semble en réalité relativement faible.

En diminuant ses prix pour des services de santé, le régime de l'assurance maladie en forte croissance aurait, selon plusieurs économistes, accru la demande pour ces mêmes services. Aux États-Unis, il y a eu la création d'un régime d'assurance santé publique pour les personnes âgées de

Figure 5 Contribution du vieillissement à la croissance annuelle moyenne des dépenses consacrées aux hôpitaux, aux médecins, aux médicaments et aux établissements de soins de longue durée au Canada



Source : Institut canadien d'information sur la santé (2011).

plus de 65 ans en 1965. Par la suite, des bonifications de cette couverture, ainsi que de la couverture des travailleurs par des régimes d'assurance santé privés, ont vu le jour. Les trois études américaines mentionnées précédemment concluent que bien que responsable d'une partie de la hausse des dépenses, on ne peut attribuer que 10% à 13% de cette augmentation à l'expansion de l'assurance maladie. Une explication possible à ce faible pourcentage est que l'élasticité prix (portion des coûts prise en charge par l'individu) observée à partir de l'expérience sociale RAND aux États-Unis est faible, soit de l'ordre de –0,2 à –0,35 dépendant des services (Manning et coll., 1988). Autrement dit, les individus réagissent peu aux changements d'assurance et donc l'augmentation de la couverture n'a pu contribuer beaucoup à la hausse fulgurante des dépenses au cours de cette période.

Contrairement aux études macroéconomiques, les auteurs s'entendent sur le fait que la richesse accrue n'explique qu'au plus un quart de la hausse observée. Les estimations de la contribution de la richesse sont de 5% chez Cutler (1995), de 11% à 18% pour Newhouse (1992) et de moins de 23% pour Smith, Heffler et Freeland (2000). Les auteurs diffèrent dans leur hypothèse quant à l'élasticité revenu des dépenses ainsi que pour la définition du revenu (salaire vs. PIB). En effet, le revenu disponible moyen des ménages a augmenté de manière modeste au cours de cette période, alors que le PIB par habitant a augmenté davantage.

Selon Smith, Heffler et Freeland (2000), la présence d'inflation dans le domaine de la santé est un des facteurs qui peut rendre difficile la tâche de déterminer l'effet des avancées technologiques sur la hausse des dépenses. Ils soutiennent que si cette dernière n'est pas prise en considération, il est alors impossible de faire la distinction entre une hausse des dépenses résultant d'avancées technologiques, une augmentation des dépenses liée à la hausse des prix pour les services de santé existants et l'inefficacité dans l'offre de ces mêmes services. D'ailleurs, on constate des différences entre les auteurs sur la croissance relative de la productivité. Smith, Heffler et Freeland (2000), en utilisant une combinaison des méthodes de Cutler (1995) et de Newhouse (1992), attribuent à l'inflation dans le domaine de la santé entre 11% et 22% de la hausse des dépenses en santé, alors que Newhouse (1992) chiffre la contribution à 19%.

En raison du peu de recherches sur la croissance relative des dépenses administratives dans le domaine de la santé, les estimations utilisées par les chercheurs sont variables. Les interrogations concernent non seulement sa variabilité, mais aussi son inclusion comme facteur susceptible d'influencer la hausse des dépenses. Selon Smith, Heffler et Freeland (2000), l'objectif étant d'établir une borne inférieure pour l'effet de la technologie sur la hausse des dépenses en matière en santé, il est nécessaire d'inclure tous les facteurs qui peuvent avoir un effet sur la hausse totale. Alors que Cutler (1995) attribue à ces dépenses 13% de la hausse des dépenses du secteur public en santé, Smith, Heffler et Freeland (2000) croient plutôt à un impact allant de 3% à 10%.

Malgré les différences observées par les divers chercheurs quant aux facteurs expliquant la croissance des dépenses en santé, tous conviennent que le progrès technologique représente la part la plus importante de la hausse des dépenses en santé. Lorsqu'il fait référence aux avancées technologiques, Newhouse (1992) inclut non seulement les nouvelles procédures chirurgicales, mais aussi les nouveaux médicaments et les nouvelles infrastructures. Il conclut donc que plus de 65% de la hausse des dépenses serait reliée à de telles avancées. Cutler (1995) attribue 49% de la hausse des dépenses à la technologie, alors que Smith, Heffler et Freeland (2000) croient plutôt en un impact de l'ordre de 38% à 62%. Le progrès technologique explique dans ces trois travaux recensés la majorité de la hausse des dépenses dans le secteur de la santé. Les résultats de ces trois études sont résumés au tableau 2.

Pour résumer, ces études démontrent bien qu'il y a eu une hausse des dépenses de santé accompagnée d'une hausse de la longévité. La technologie médicale semble avoir joué un rôle important dans les deux cas. Mais ces études nous fournissent très peu d'information pour répondre à la question posée initialement: dépensons-nous trop en santé?

Tableau 2 Conclusion des recherches concernant les contributions estimées de certains facteurs à la croissance réelle des dépenses en santé par personne, 1940-1990

	Smith, Heffler et Freeland (2000)	Cutler (1995)	Newhouse (1992)
Vieillissement de la population	2	2	2[a]
Changement de la couverture d'assurance	10	13	10[b]
Croissance du revenu personnel	11-18	5	< 23
Prix ayant cours dans le secteur de la santé	11-22	19	*
Coûts administratifs	3-10	13	*
« Médecine défensive » et demande induite par les médecins traitants	0	*	0
Changements technologiques dans la pratique médicale	38-62	49	> 65

* Non estimé

< Plus petit que

> Plus grand que

a Données de 1950-1987

b Données de 1950-1980

Note : Les chiffres présentés sont les parts estimées, en pourcentage, de la croissance des dépenses de santé de long terme de chaque facteur.

Sources : Congressional budget office (2000), Cutler (1995) et Newhouse (1992).

MODÉLISATION ÉCONOMIQUE DE LA LONGÉVITÉ ET DES DÉPENSES DE SANTÉ

Pour juger de la pertinence du niveau de dépenses de santé, l'économiste modélisera l'arbitrage que doit faire une société entre l'investissement en santé et la consommation de biens et services dans un environnement où les ressources financières sont limitées. Pour illustrer les mécanismes importants de cet arbitrage, il convient de supposer qu'un individu a le choix entre dépenser pour des biens de consommation ou pour des services de santé, tous deux lui procurant du bien-être. Ce bien-être se traduit en utilité courante pour ce qui est de la consommation de biens et en utilité future pour les investissements en santé, puisque ces dépenses permettent aux individus de vivre plus longtemps et en meilleure santé.

Maintenant, considérons que l'individu a un revenu fixe. Son bien-être total correspond à son espérance de vie multipliée par son niveau de bien-être pour chaque année de vie. Son espérance de vie dépend positivement de la part de son revenu qu'il dépensera en santé, alors que son bien-être par année de vie dépend de combien il consommera en biens et services. Il est alors facile de montrer qu'afin de maximiser son bien-être total, le dollar marginal dépensé en services de santé doit procurer le même bien-être que le dollar marginal alloué à des biens de consommation. En effet, si le dollar marginal dépensé en biens de consommation procure un bien-être plus élevé, alors l'individu devrait consommer davantage par période.

En analyse économique, il est usuel de capter la satiété par le phénomène des rendements marginaux décroissants. Par exemple, une deuxième voiture procure un bien-être supplémentaire moins élevé que la première, signifiant ainsi une baisse des rendements marginaux à chaque voiture supplémentaire achetée.

De la même manière, on peut supposer que le bénéfice marginal en termes de santé de dépenser en santé décroît à mesure que le niveau d'investissement augmente. Ce genre d'hypothèse, d'abord faite par Grossman (1972), est soutenue par l'observation empirique que la relation dépenses santé est en général concave (Phelps, 2003 chap. 3; Day et Tousignant, 2005). Les premiers dollars dépensés, surtout quand l'individu est en très mauvaise santé, ont un effet important sur la santé. Cependant, on se retrouve rapidement dans une situation que plusieurs ont appelé la « flat of the curve medecine » où les dollars supplémentaires n'apportent pas beaucoup au patient (pensons à l'utilisation parfois abusive d'imagerie par résonance magnétique) (Skinner et Staiger, 2009).

L'arbitrage entre satiété et rendement marginal décroissant constitue le cadre théorique retenu par les études analysant cette question. Dès lors, il est possible d'analyser

et de revoir comment cette part du revenu allouée à la santé varie avec certains des facteurs que nous avons vus dans la section précédente.

La part du revenu allouée aux services de santé augmente quand la satiété avec les biens de consommation s'opère plus rapidement que chute la productivité marginale des dépenses en santé quand le revenu augmente (Hall et Jones, 2007). Encore une fois, c'est l'hypothèse de rendement décroissant qui permet d'obtenir ce résultat. De plus, cela est cohérent avec l'élasticité-revenu élevée (plus grande que 1) qui est observée dans les études utilisant des données agrégées.

L'amélioration de l'assurance peut prendre plusieurs formes : augmentation de la couverture et diminution de la franchise ou du montant de coassurance. Dans les deux cas, l'amélioration est analogue à une baisse de prix. Donc, une amélioration de l'assurance santé fait diminuer le coût d'opportunité des services de santé (on peut consommer davantage) et donc augmentera la part du revenu allouée aux dépenses de santé. Ceci donne droit au phénomène d'aléa moral, bien connu en économie de la santé, par lequel les consommateurs utilisent « trop » en santé parce qu'ils ne paient pas le plein prix (Pauly, 1968). Comme nous l'avons vu, la littérature rapporte que la demande de santé est relativement inélastique au prix.

Finalement, le progrès technologique peut influer la part des dépenses de santé dans le revenu du ménage. Pour comprendre ses effets, il faut d'abord se rendre compte que ce dernier peut prendre plusieurs formes (selon Chandra et Skinner, 2011). S'il permet de substituer un ancien traitement coûteux et peu efficace pour un nouveau traitement dont le coût est plus faible, le résultat net sur les dépenses de soins de santé pourrait être de réduire les dépenses. Par contre, cela est vrai si on ne compte pas l'effet que la réduction de coût peut avoir sur la demande de santé, par exemple en augmentant le nombre de patients traités. D'autres types de progrès permettent de traiter des patients qui n'auraient pu être traités auparavant, par exemple à cause des effets secondaires du traitement existant. Ces effets d'expansion de la population éligible à un traitement peuvent mener à une hausse importante des dépenses de santé, mais aussi à une espérance de vie accrue, en particulier pour ces patients.

Finalement, le progrès technologique peut donner lieu à des traitements qui sont coûteux et pour lesquels l'efficacité est faible. Quand l'assurance santé est extrêmement généreuse et qu'il y a peu de ressources allouées à l'évaluation de ces nouveaux traitements, ce type de « progrès » peut jouer un grand rôle dans l'augmentation des dépenses de santé sans pour autant mener à une amélioration de l'état de santé des patients.

Plusieurs études ont tenté de modéliser ces divers mécanismes à l'intérieur de modèles économiques qu'ils ont ensuite estimés pour répliquer ce qu'on observe dans les données historiques. Cela permet entre autres de répondre à la question à savoir si nous dépensons trop ou pas assez en santé.

Murphy et Topel (2006)

Dans cette étude, les auteurs s'intéressent à la quantification des bénéfices économiques qui découlent d'une amélioration de la santé, en particulier une réduction du taux de mortalité. Pour ce faire, ils adoptent un modèle de cycle de vie où les agents décident du nombre d'heures consacrées au travail ainsi que de leur niveau de consommation, sans toutefois choisir leur niveau de dépenses en santé. La valeur économique de la réduction de la mortalité provient essentiellement de la possibilité de vivre plus longtemps et donc de profiter d'un bien-être plus élevé. Cette valeur peut être transformée en dollars en calculant quelle serait la richesse dont un individu serait prêt à se départir à un âge donné pour réduire de 1 % sa probabilité de mourir pour chaque année à venir. Il s'agit d'une disposition à payer comparable à celle recensée par Viscusi (1993).

Les auteurs estiment les paramètres du modèle sur les données américaines, imposant que la disposition à payer soit égale à la moyenne des dispositions à payer trouvée dans la littérature (5 M$). Puisque cette valeur varie par âge et par niveau de richesse, ils utilisent des données microéconomiques américaines pour calibrer les autres paramètres du modèle. Ils trouvent que la valeur de l'augmentation de la durée de vie est davantage élevée chez les gens plus riches et pour ceux qui s'approchent de l'âge où les troubles de santé apparaissent. Ils trouvent aussi que ces gains économiques augmentent avec le niveau de santé : une amélioration qui diminue les taux de mortalité pour une maladie augmente la valeur d'une amélioration pour une autre maladie.

Selon les auteurs, la valeur économique des gains liés à la réduction de la mortalité depuis le début des années 1970 représente plus de 3,2 trillions de dollars aux États-Unis,

ce qui représente plus de la moitié du PIB américain annuel. La valeur économique des gains futurs est aussi très élevée : pour une période comparable (30 ans), la valeur des gains est 19 % plus élevée que celle des années 1970-2000.

L'étude de Murphy et Topel (2006) démontre clairement que la valeur économique d'une amélioration de la santé peut être élevée et donc que la valeur économique du progrès technologique qui pourrait mener à une telle amélioration peut être substantielle. Par contre, elle ne permet pas de mettre en contraste les coûts de ces améliorations avec les bénéfices. Pour ce faire, il faut un modèle qui permet l'allocation des ressources entre la santé et la consommation.

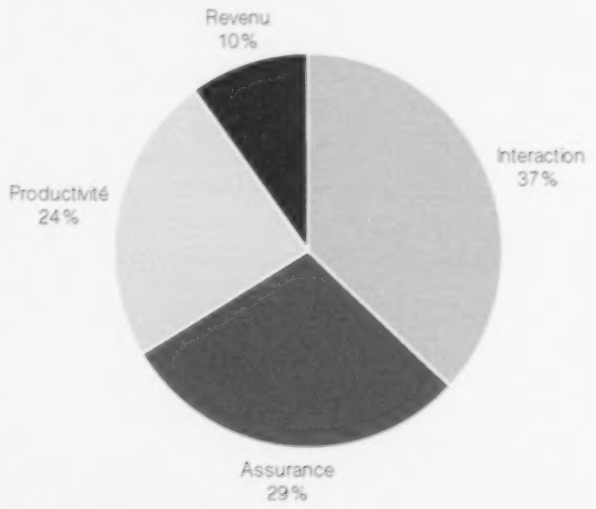
Hall et Jones (2007)

L'étude de Hall et Jones (2007) commence par le constat que la hausse des dépenses de santé en termes du PIB peut refléter une demande accrue pour la santé simplement parce que celle-ci est un bien de luxe (l'élasticité revenu est plus grande que 1). Comme nous l'avons vu, ce mécanisme est possible si la satiété l'emporte sur la diminution de la productivité des investissements en santé à mesure que les ressources augmentent. Dans leur modèle, il n'y a pas d'épargne et les individus prennent des décisions dans un monde où il n'y a pas d'incertitude. Les auteurs utilisent les données historiques sur les dépenses de santé ainsi que les taux de mortalité par groupe d'âge. Ils calquent ensuite leur modèle sur les données pour voir si, avec des paramètres raisonnables, ils sont capables de générer la hausse de la part du PIB dédiée à la santé qui est observée dans les données des années 1960 à 2000. Les auteurs en arrivent au résultat que la hausse peut être entièrement expliquée par le mécanisme du revenu. Donc, selon ces auteurs, les États-Unis ne dépensent pas trop en santé. Leur niveau de dépense plus élevé reflète le fait qu'ils sont plus riches et donc qu'ils consomment de manière « optimale » en santé. Même si le résultat peut paraître simpliste, il est important parce qu'il démontre qu'afin de juger de la hausse des dépenses de santé, il faut regarder tant les bénéfices que les coûts de ces investissements. Tout de même, cette étude a plusieurs faiblesses. D'abord, elle ne considère pas les autres grands changements au cours de cette période que nous avons mentionnés tels que l'amélioration de la couverture d'assurance et, surtout, le progrès technologique. Elle ne considère pas non plus l'épargne et le risque, qui peuvent être deux facteurs déterminants pour le choix du niveau de dépenses de santé. Finalement, afin d'expliquer entièrement la hausse des dépenses aux États-Unis, les auteurs utilisent implicitement une élasticité revenu des dépenses de santé qui avoisinent 4. Cette élasticité est très élevée quand on la compare aux estimations provenant de la littérature sur cette question (Gertdtham et Jönsson, 2000).

Fonseca, Michaud, Galama et Kapteyn (2010)

L'étude de Fonseca et coll. (2010) est une extension de celle effectuée par Hall et Jones (2007) afin de prendre en compte d'autres mécanismes qui expliquent la hausse des dépenses de santé et de la longévité, en particulier le progrès technologique. Le modèle utilisé repose sur une approche de cycle de vie avec des dépenses en santé endogène, une accumulation possible de richesse et les décisions relatives à la retraite. Ce modèle tient aussi compte de façon détaillée des mécanismes associés à l'assurance maladie, à la taxation et aux transferts gouvernementaux. De plus, il prend en compte l'incertitude au niveau de l'emploi, de la couverture d'assurance et surtout au niveau de la santé. Le modèle est estimé en utilisant des données longitudinales américaines (le Panel Study of Income Dynamics, le Medical Expenditure Panel Survey et le Health and Retirement Study). Dans le modèle, le progrès technologique joue un rôle important

Figure 6 Causes de l'augmentation des dépenses en santé aux États-Unis, 1965-2005



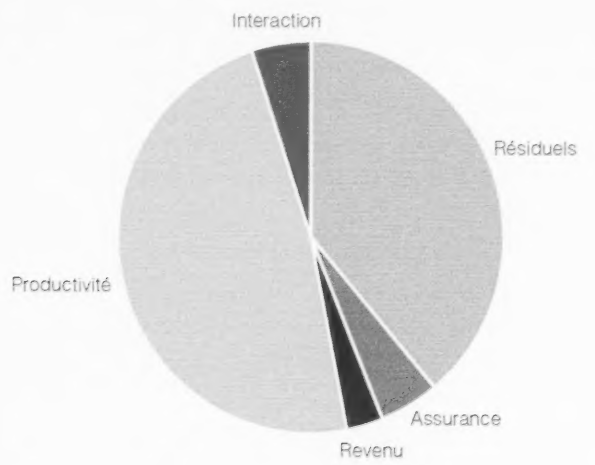
Source : Fonseca et coll. (2010).

en améliorant la productivité des dépenses médicales. Après avoir estimé le modèle sur des données datant du début des années 2000, les auteurs sont en mesure de faire un exercice de simulation historique en retournant à l'environnement technologique, d'assurance santé et de revenu des années 1960 aux États-Unis. Cela permet de quantifier les effets de ces changements sur la hausse des dépenses de santé et de longévité.

D'après les calculs des auteurs, on constate que les dépenses de santé par personne ont augmenté de 742 $ à 4 183 $ en dollars constants, soit une hausse de plus de 500 % sur la période 1965-2005. La bonification de l'assurance santé est responsable de 29 % de la hausse de ces dépenses (figure 6). L'effet est cependant plus important pour les plus jeunes, puisqu'ils sont plus sensibles aux changements de prix. Par ailleurs, la hausse des revenus, incluant ceux provenant de la hausse de la générosité de l'assurance sociale (retraite, etc.), a étonnamment peu d'effets sur les dépenses de santé. Pour une hausse moyenne de 16,6 % du revenu net des gens, on ne peut expliquer que 10 % de la hausse dans les dépenses de santé. Une amélioration de la productivité de 1,8 % par année sur 40 ans explique 24 % de la hausse des dépenses de santé. Le revenu, l'assurance santé et la productivité, pris de manière individuelle, ne permettent cependant pas d'expliquer à eux seuls la totalité de la hausse. Ainsi, 37 % de la hausse est due aux interactions entre ces trois facteurs, c'est-à-dire que la somme des trois effets est moins grande que l'effet d'imposer les trois changements simultanément. Certaines de ces interactions sont simples et intuitives, mais ne sont jamais prises en compte dans les analyses qui tentent d'expliquer la hausse des dépenses. Par exemple, une meilleure technologie aura des effets plus importants sur la consommation de services de santé lorsque ces services sont moins coûteux à l'achat pour l'individu en présence d'assurance. On peut aussi penser que des revenus plus élevés entraînent une plus grande demande de soins de santé, surtout si ceux-ci sont productifs.

L'amélioration de l'espérance de vie à 25 ans (âge de départ des simulations) peut également être décomposée en plusieurs facteurs à l'aide de cette modélisation (figure 7). D'abord, les chercheurs constatent que 48 % des gains sont dus à la productivité dans le domaine de santé, soit le progrès technologique. Par contre, la hausse des dépenses ainsi que la bonification des régimes d'assurance ont un effet limité sur l'espérance de vie. Les parts attribuables à ces facteurs ne sont respectivement que de 3 % et 5 %. Ces deux derniers résultats tendent à montrer que la production supplémentaire de soins de santé a peu d'effet sur l'amélioration de l'espérance de vie et que si les individus devaient payer directement l'ensemble de leurs dépenses (sans assurance), les dépenses en santé en seraient réduites. L'effet d'interaction entre ces trois facteurs compte, par ailleurs, pour 5 % de l'amélioration de l'espérance de vie. Un effet résiduel important est cependant constaté (39 %). Cette situation ne surprend guère puisque plusieurs changements n'ont pas été modélisés, par exemple, la baisse du nombre de fumeurs ou encore les améliorations dans la condition de vie des gens (qualité de l'air, conditions de travail, etc.).

Figure 7 Causes derrière l'amélioration de l'espérance de vie aux États-Unis, 1965-2005



Source : Fonseca et coll. (2010).

CONCLUSION

Dépensons-nous trop en santé? La réponse dépend de ce que nous obtenons en retour. Les dépenses de santé ont certes augmenté plus vite que le PIB dans la majorité des pays de l'OCDE, mais l'espérance de vie a aussi augmenté d'environ 10 ans au cours des cinquante dernières années. La littérature économique s'entend pour dire que le progrès technologique semble responsable d'une grande partie de cette hausse des dépenses, alors que les facteurs traditionnels sont beaucoup moins importants (assurance, richesse et vieillissement). Lorsqu'il s'agit d'innovations qui permettraient de vivre plus longtemps, les individus ont une forte disposition à payer. La vraie question est donc de savoir si cette dernière est plus élevée que les coûts des nouvelles innovations.

L'avenir est incertain. Certes, la dégradation de la santé annoncée des populations approchant l'âge de la retraite amènera une pression supplémentaire sur les dépenses et une pression à la baisse sur l'espérance de vie. Mais beaucoup de ce qui nous attend dépendra des progrès technologiques futurs en médecine. Pour réaliser le double objectif de ramener la croissance des dépenses à un niveau qui n'imposera pas une crise de son financement et de respecter la demande accrue pour la longévité et la santé, il faudrait que gouvernements récompensent les innovations qui ont des effets tangibles sur la santé sans pour autant imposer un coût qui va bien au-delà de la disposition à payer de la population. Pour ce faire, nos gouvernements devront dévouer de plus en plus de ressources à l'évaluation des nouvelles pratiques médicales et s'assurer qu'ils sont en mesure d'évaluer le coût de ces traitements et leurs bénéfices escomptés.

RÉFÉRENCES

ADAMS, P. et autres (2003). « Healthy, wealthy, and wise? Tests for direct causal paths between health and socioeconomic status ». *Journal of Econometrics*, vol. 112, n° 1, 54 p.

AGENCE DE SANTÉ DU CANADA (2011). Chronic Disease Infobase, [En ligne]. [http://204.187.39.30/Surveillance/index.aspx] (Consulté le 13 septembre 2012).

BANKS, J., et autres (2006). « Disease and Disadvantage in the United States and in England ». *The Journal of the American Medical Association*, vol. 295, n° 17, 8 p.

BANQUE MONDIALE (2012). World Development Indicators (WDI) & Global Development Finance (GDF), [En ligne]. [http://databank.worldbank.org/ddp/home.do?Step=2&id=4&DisplayAggregation=N&SdmxSupported=Y&CNO=2&SET_BRANDING=YES] (Consulté le 14 septembre 2012).

BAUR, J.A. et D. A. SINCLAIR (2006). « Therapeutic potential of resveratrol: the in vivo evidence ». *Nature Reviews Drug Discovery*, vol. 5, 14 p.

CHANDRA, A. et J. SKINNER (2011). « Technology Growth and Expenditure Growth in Health Care », NBER working paper 16953, 54 p, Cambridge MA.

CONGRESSIONAL BUDGET OFFICE (2000). Basé sur Smith, Sheila D., Stephen K. Heffler et Mark S.Freeland. « The Impact of Technological Change on Health Care Cost increases : An Evaluation of the Literature ». Working paper, 18 p.

CONGRESSIONAL BUDGET OFFICE (2008). « Technological Change and the Growth of the Health Care Spending », 21 p., [En ligne]. [www.cbo.gov/sites/default/files/cbofiles/ftpdocs/89xx/doc8947/01-31-techhealth.pdf] (Consulté le 15 octobre 2012).

CUTLER, D. M. (1995). « Technology, Health Costs, and the NIH ». Article préparé pour le *National Institute of Health Economics Roundtable on Biomedical Research*, 46 p.

CUTLER, D., A.B. ROSEN et S. VIJSN (2006) « The Value of Medical Spending in the United States, 1960-2000 ». *The New England Journal of Medicine*, vol. 355, 8 p.

CUTLER, D., A. S. DEATON et A. LLERAS-MUNEY (2006). « The Determinants of Mortality ». *Journal of Economic Perspectives*, vol. 20, n° 3, 24 p.

DAY, K. et J. TOUSIGNANT (2005). « Health Spending, Health Outcomes, and Per Capita Income in Canada : A Dynamic Analysis ». Working Paper, Canadian Department of Finance, 66 p.

FONSECA, R. et autres (2010). « On The Rise of Health Spending and Longevity », IZA discussion papers, paper 4622, 46 p.

GERTHAM, U.-G. et B. JONSSON (2000). « International Comparisons of Health Expenditures », *Handbook of Health Economics*, eds. A. Cuyler et J.-P. Newhouse. Vol. 1, chap. 1, North-Holland Publishing, 43 p.

GOUVERNEMENT DU CANADA (2012). Guide fédéral de référence sur l'incapacité : Annexe 1B : L'incapacité au Canada : profil démographique, 1 p., [En ligne]. [www.rhdcc.gc.ca/fra/condition_personnes_handicapees/rapports/guide_incapacite/page11.shtml] (Consulté le 13 septembre 2012).

GROSSMAN, M. (1972). « On the Concept of Health Capital and the Demand for Health », *Journal of Political Economy*, vol. 80, n° 2, 33 p.

HALL, R.E. et C.I. JONES (2007). « The Value of Life and the Rise in Health Spending ». *The Quaterly Journal of Economics*, vol. 122, 34 p.

INSTITUT CANADIEN D'INFORMATION SUR LA SANTÉ (2011). *Facteurs d'accroissement des dépenses de santé : les faits*, 37 p., Ottawa (Ontario), ICIS.

INSTITUTE FOR SOCIAL RESEARCH, University of Michigan. *Health and Retirement Study*, [En ligne]. [http://hrsonline.isr.umich.edu/] (Consulté le 15 octobre 2012).

LICHTENBERG, F.R. (2008). « Have Newer Cardiovascular Drugs Reduced Hospitalization? Evidence From Longitudinal Country-Level Data on 20 OECD Countries, 1995-2003 ». *Health Economics, John Wiley & Sons, Ltd.*, vol. 18, n° 5, 16 p.

LICHTENBERG, F.R. (2010). « Has medical innovation reduced cancer mortality? ». *NBER working paper 15880*, 51 p.

MANNING, W.G. et coll. (1988). « Health Insurance and the Demand for Medical Care : Evidence from a Randomized Experiment » *RAND report*, 99 p.

MICHAUD P.-C. et coll. (2011). « International Differences in Longevity and Health and their Economic Consequences ». *Social Science and Medicine*. Elsevier, vol. 73, n° 2, July, 35 p.

MURPHY, K.M. et R.H. TOPEL (2006). « The Value of Health and Longevity ». *Journal of Political Economy*, vol. 114, n° 5, 59 p.

NATIONAL RESEARCH COUNCIL PANEL ON UNDERSTANDING DIVERGENT TRENDS IN LONGEVITY IN HIGH-INCOME COUTRIES (2011). *International Differences in Mortality at Older Ages : Dimensions and Sources.*, Washington, DC : The National Academies Press, 428 p.

NEWHOUSE, J. P (1992). « Medical Care Costs: How much welfare Loss ». *Journal of Economic Perspectives*, vol. 6, n° 3, 19 p.

OLSHANSKY, S.J., CARNES, B.A. et C. CASSEL (1990). « In Search of Methuselah : Estimating the Upper Limits to Human Longevity », *Science*, vol. 250, n° 4981, 7 p.

OLSHANSKY, S.J., et autres (2005). « A potential decline in life expectancy in the United States in the 21e century », *New England Journal of Medicine*, vol. 352, n° 11, 7 p.

ORGANISATION DE COOPÉRATION ET DE DÉVELOPPEMENT ÉCONOMIQUES (2010). Politiques et données sur la santé. *Obesity and the Economics of Prevention: Fit not Fat.*, 265 p., [En ligne]. [www.oecd.org/els/healthpoliciesanddata/obesityandtheeconomicsofpreventionfitnotfat.htm] (Consulté le 25 juillet 2012).

ORGANISATION DE COOPÉRATION ET DE DÉVELOPPEMENT ÉCONOMIQUES (2012). *Politiques et données sur la santé. Base de données de l'OCDE sur la santé 2012 - Données fréquemment demandées*, [En ligne]. [www.oecd.org/fr/els/politiquesetdonneessurlasante/basededonneesdelocdesurlasante2012-donnees-frequemmentdemandees.htm] (Consulté le 25 juillet 2012).

PAULY, M. (1968). « The Economics of Moral Hazard: Comment » *The American Economic Review*, vol. 58, n° 3, Part 1, 7 p.

PHELPS, E. (2003). *Health Economics*, 3e édition, chap. 3, 670 p., Pearson Education.

SKINNER, J. et D. STAIGER (2009). « Technology Diffusion and Productivity Growth in Health Care », NBER working paper 1486, 47 p., Cambridge, MA.

SMITH, J.P. (2007). « The Impact of Socioeconomic Status on Health over the Life-Course ». *Journal of Human Resources*, vol. 42, n° 4, 26 p.

STATISTIQUE CANADA (2008). Croissance des taux d'incapacité de 2001 à 2006, [En ligne]. [www.statcan.gc.ca/pub/89-628-x/2007002/4125018-fra.htm#a5] (Consulté le 13 septembre 2012).

TAYLOR, D. (2012). « Therapeutic Potential of resveratrol: the In Vivo Evidence », [En ligne]. [www.stemcell.umn.edu/faculty/Taylor_D/home.html] (Consulté le 30 juillet 2012).

VISCUSI, W.K. (1993). « The Value of Risks to Life and Health », *Journal of Economic Literature*, vol. 31, 35 p.

L'ÂGE DU PATIENT INFLUENCE-T-IL LE CHOIX DU TRAITEMENT D'UN INFARCTUS DU MYOCARDE AIGU?[1]

Michel Grignon, Byron G. Spencer et Li Wang
Université McMaster

Dans cette étude, nous nous intéressons à la relation entre l'âge du patient et le choix du traitement pour l'infarctus du myocarde, plus souvent appelé crise cardiaque. Plus précisément, on cherche à déterminer le rôle que joue l'âge dans le choix du traitement, indépendamment de celui que peuvent jouer les facteurs comme le taux de comorbidité ou les pratiques propres aux hôpitaux. Nos estimations, fondées sur des données administratives incluant tous les séjours dans les hôpitaux de soins aigus de l'Ontario pour certaines années entre 1995 et 2005, font état de disparités selon l'âge importantes et persistantes dans le temps dans l'application des technologies médicales. En particulier, nos résultats semblent indiquer que les patients plus âgés seraient moins susceptibles que les plus jeunes de recevoir des traitements de nature plus invasive et plus susceptibles d'être soignés simplement par des traitements thérapeutiques. Même lorsqu'on tient compte de la prévalence plus élevée de comorbidité chez les patients âgés ainsi que des effets de pratiques propres aux hôpitaux, ces disparités selon l'âge demeurent.

Les disparités dans les décisions relatives au choix du traitement d'un patient selon son âge pourraient fort bien être liées aux différences systématiques dans les chances qu'un traitement soit bénéfique au patient selon qu'il est plus ou moins âgé. Dans cet article, nous fournissons des éléments de preuve qui suggèrent que les choix de traitement des patients qui sont hospitalisés en Ontario pour un infarctus aigu du myocarde (IAM) diffèrent selon l'âge du patient. Nos résultats semblent indiquer que ces disparités tendent à désavantager les patients plus âgés comparativement aux plus jeunes.

Trois principales raisons ont motivé notre décision d'étudier le choix du traitement pour un IAM. D'abord, la cardiologie est la catégorie de diagnostic numéro un des hospitalisations, et l'IAM compte pour la très grande majorité des cas. En 1999 et 2000, 17 000 cas de nouvelles hospitalisations en Ontario étaient pour un IAM, et la plupart des patients étaient âgés de 50 ans et plus[2]. Deuxièmement, l'IAM est une cause majeure de décès : en Ontario, le taux de mortalité est de 12 % après 30 jours et 21 % après un an (EFFECT, 2005). Pour les survivants, le choix du traitement qui aura été prescrit est susceptible

1. Is There an Age Pattern in the Treatment of AMI? Evidence from Ontario by Michel Grignon, Byron G. Spencer and Li Wang. Canadian Journal on Aging/La Revue canadienne du vieillissement, Volume 29, Issue 03, pp. 317-332. Corrigendum, Volume 29, Issue 04 (December 2010), pp. 593-594. Copyright © 2010 Canadian Association on Gerontology. Reprinted with the permission of Cambridge University Press.

2. Les statistiques présentées ici sont tirées du rapport du projet « Enhanced feedback for effective cardiac treatment (EFFECT) » de 2005.

d'affecter leur qualité de vie pour le reste de leurs jours. Une troisième raison d'ordre plus pratique est qu'il existe plusieurs options de traitement pour cette maladie et qu'il est possible de bien les identifier à partir des données administratives dont nous disposons.

Notre étude examine la relation entre l'âge du patient et le choix du traitement pour l'IAM des patients de l'Ontario. Plus précisément, on cherche à déterminer le rôle que joue l'âge dans le choix du traitement, indépendamment du rôle que peuvent jouer les facteurs comme les comorbidités ou les pratiques propres aux hôpitaux. Cette étude est la première à analyser la question sous cet angle pour les patients de tous âges en Ontario. La contribution de nos travaux est importante dans la mesure où un accès plus ou moins équitable à des traitements plus invasifs peut avoir un impact sur les taux de survie et la qualité de vie des patients[3].

LES OPTIONS DE TRAITEMENTS POUR L'INFARCTUS AIGU DU MYOCARDE

Presque tous les patients hospitalisés pour un infarctus aigu du myocarde (IAM) reçoivent d'abord un traitement thérapeutique appelé *traitement thrombolytique* qui vise à éliminer les obstructions dans les vaisseaux et rétablir une circulation sanguine normale[4]. Le traitement peut soit se terminer là ou se poursuivre. Dans les cas où on décide de poursuivre, d'autres tests diagnostiques sont parfois réalisés, et il est possible que des interventions plus invasives soient entreprises à partir de tests diagnostiques additionnels.

Le *pontage aortocoronarien* (PAC) est la procédure de type invasif qu'on pratique depuis le plus longtemps, soit depuis le milieu des années 1960. Le PAC est une procédure chirurgicale qui consiste à contourner un rétrécissement d'une obstruction d'une artère coronarienne en greffant un vaisseau sanguin ou une veine à l'aorte et à l'artère coronaire par-delà la zone endommagée. Il a été démontré que le PAC produit les meilleurs résultats à long terme dans les cas d'obstructions sévères. D'ailleurs, selon les lignes directrices médicales actuelles, c'est le traitement que l'on recommande dans de tels cas. Les améliorations de nature technique dans la réalisation de cette procédure ont réduit les complications postopératoires de telle sorte que davantage de patients peuvent, chaque année, bénéficier du PAC. Toutefois, comme on le verra plus loin, l'utilisation du PAC est demeurée plutôt stable dans le temps.

L'*angioplastie coronarienne transluminale percutanée* (ACTP) est un traitement de remplacement beaucoup moins invasif et son efficacité serait tout aussi grande que celle du PAC pour le traitement de cas moins sévères. On pratique l'ACTP depuis le début des années 1980, et même la fin des années 1970 dans certains pays. Lors de l'ACTP, un cathéter est inséré à l'intérieur du système artériel. Le tube est muni à son extrémité d'un ballonnet afin d'atteindre le lieu de rétrécissement de l'artère coronaire. Une fois arrivé au point de blocage, on gonfle le ballonnet pour débloquer la zone obstruée. On pratique de plus en plus cette procédure puisqu'elle est moins invasive et aussi moins coûteuse que le PAC. On estime qu'en 1999, on avait procédé à 3 millions d'ACTP dans le monde comparativement à seulement 700 000 PAC. Ces tendances seraient aussi observables au Québec et en Ontario[5].

Enfin, le *cathétérisme cardiaque avec angiographie* (CCA) est parfois pratiqué comme procédure diagnostique pour détecter le rétrécissement des artères avant de décider quel traitement entre le PAC ou l'ACTP sera le plus approprié. Lors de l'angiographie par cathéter, les rayons X

3. Notons toutefois que les résultats de la recherche sont ambigus à ce sujet : McClennan et coll. (1994) ont trouvé des différences significatives dans les taux de survie des personnes à la suite d'un IAM, selon le traitement reçu par les personnes âgées aux États-Unis, alors que Beck et coll. (2003) n'ont trouvé aucune différence significative pour la population âgée du Québec. Il faut préciser cependant que dans ces deux études, l'accès différencié aux diverses options de traitement est estimé à partir de la distance qui sépare le patient de l'hôpital le plus proche qui offre les traitements en question. Or, les différences dans l'accès mesurées ainsi sont faibles en comparaison des différences documentées dans notre étude, selon l'âge.

4. L'urokinase et le streptokinase sont les activateurs tissulaires les plus couramment utilisés à cette fin. Les précisions techniques concernant les différents types d'interventions sont tirées de l'étude de Moise et Jacobzone (2003) et du site Internet www.medicinenet.com.

5. Voir notamment les travaux de Pilote et coll. (2000) et Spencer et coll. (2008) portant sur le sujet.

passent à travers le corps jusqu'à la zone atteinte. Une teinture est injectée dans le cathéter pour obtenir une image détaillée de l'intérieur du vaisseau sanguin. Si le rétrécissement des vaisseaux est assez important, on peut alors procéder sur le champ à une ACTP.

Un certain nombre d'études ont montré qu'il existe des différences systématiques dans les choix du traitement de l'IAM selon le sexe du patient, sa race, son statut socioéconomique et son lieu de résidence[6]. Ces différences sont très bien documentées pour des systèmes de santé variés, incluant celui du Canada. Des différences systématiques selon l'âge du patient ont également été établies à partir d'analyses univariées. Les résultats de Gusmano et coll. (2007) tirés des données sur des hospitalisations dans les villes de New York et Paris, de même que ceux d'Austin et coll. (2008) à partir de données provenant de l'Ontario, suggèrent toutefois que lorsqu'on tient compte des différences dans les taux de comorbidité des patients – c'est-à-dire de la présence d'un ou de plusieurs troubles en plus de la maladie primaire qu'est l'IAM – ces apparentes différences systématiques selon l'âge disparaissent.

Les traitements pour l'infarctus aigu du myocarde en Ontario

À la fin des années 1990, les patients ontariens hospitalisés pour le traitement d'un IAM étaient beaucoup moins susceptibles d'être hospitalisés dans un établissement offrant des traitements de nature invasive que ceux hospitalisés aux États-Unis. L'étude de Ko et coll. (2007) révèle qu'en Ontario, 84 % des patients ont été hospitalisés dans un établissement sans installation chirurgicale en cardiologie comparativement à 27 % dans l'ensemble des États-Unis et 39 % dans les États du nord-est. Il n'est donc pas surprenant de constater que les patients ontariens sont beaucoup moins susceptibles que leurs homologues américains de recevoir des traitements impliquant une intervention chirurgicale invasive : 17 % ont reçu un CCA en Ontario comparé à 37 % aux États-Unis; 6,5 % ont reçu une ACTP contre 17 % aux États-Unis et 4 % un PAC contre 6 % aux États-Unis. La même étude révèle que les séjours à l'hôpital pour le traitement d'un IAM étaient significativement plus longs au Canada – 8,3 nuits comparativement à 6,7 aux États-Unis – et que les patients avaient les mêmes chances de recevoir des traitements thérapeutiques dans les deux pays.

Cette utilisation moins fréquente des traitements chirurgicaux invasifs en Ontario ne semble pas avoir entraîné de différence dans les taux de mortalité après 30 jours ni après un an. Toutefois, d'après Ko et coll. (2007), le fait qu'on n'observe aucune différence pourrait être attribuable à un taux beaucoup plus élevé de comorbidité comme le diabète et l'hypertension parmi les patients des États-Unis comparés aux patients de l'Ontario. Aussi, le fait que les patients très âgés soient très peu susceptibles d'être hospitalisés en Ontario pourrait être un facteur : 41 % de tous les patients hospitalisés pour un IAM en Ontario étaient âgés de 65 à 74 ans et seulement 16 % étaient âgés de 85 ans et plus, comparativement à 37 % et 21 %, respectivement, aux États-Unis.

Enfin, soulignons qu'à la fin des années 1990, les patients ontariens hospitalisés pour un IAM ne s'en étaient pas très bien tirés. D'après les analyses de Tu et coll. (2003), le taux de mortalité à l'hôpital chez les patients hospitalisés pour un IAM était parmi les plus élevés au Canada, alors qu'il n'existait pas de différences significatives dans les taux de mortalité à l'hôpital, toutes maladies confondues et après ajustement pour l'âge et le sexe du patient. Qui plus est, en Ontario, le taux de réadmission après une année pour un IAM, une insuffisance cardiaque ou une angine était parmi les plus élevés au pays et significativement au-dessus de la moyenne canadienne.

---

6. Voir notamment les travaux de Pilote et coll. (2000) et de Rathore et coll. (2002) pour les différences selon le sexe, Chen et coll. (2001) pour les différences selon la race, Pilote et coll. (2003) pour les différences selon le statut socioéconomique et Ko et coll. (2007) pour les différences selon le lieu de résidence.

QUESTIONS DE RECHERCHE ET PRINCIPAUX CONSTATS

Les questions de recherche qui sont examinées dans notre étude peuvent être formulées de la façon suivante :

- Constate-t-on des disparités de traitement selon l'âge parmi les patients hospitalisés pour un IAM et traités soit par le *pontage aortocoronarien* (PAC), l'*angioplastie coronarienne transluminale percutanée* (ACTP) ou le *cathétérisme cardiaque avec angiographie* (CCA) ou, corollairement, parmi ceux qui reçoivent seulement un traitement thérapeutique?
- S'il existe des disparités selon l'âge, celles-ci sont-elles imputables à des différences de nature clinique comme un taux de comorbidité plus élevé parmi les patients plus âgés?
- Des différences de nature non clinique liées aux pratiques propres des hôpitaux contribuent-elles aux disparités de traitement selon l'âge?

Nos résultats semblent indiquer qu'il existe d'importantes disparités selon l'âge du patient pour les traitements par CCA et ACTP : les patients plus âgés seraient moins susceptibles de recevoir ce type d'interventions et plus susceptibles de sortir de l'hôpital après n'avoir reçu qu'un traitement thérapeutique. Les disparités selon l'âge sont moins flagrantes pour ce qui est du traitement par PAC. Lorsqu'on tient compte des différences dans la sévérité des cas d'IAM et dans les taux de comorbidité selon l'âge, les disparités selon l'âge pour les traitements par CCA et ACTP s'amoindrissent – en d'autres termes, le *gradient d'âge* est moins abrupt –, mais elles demeurent importantes et significatives. Enfin, l'hôpital où le patient est hospitalisé joue un rôle plus important que les facteurs cliniques comme la sévérité des cas d'IAM et les taux de comorbidité pour expliquer les disparités de traitement liées à l'âge. Même en tenant compte de ce facteur non clinique, les disparités persistent, quoique le gradient d'âge s'aplanisse.

DONNÉES ET ANALYSES DESCRIPTIVES

Nos analyses ont été réalisées à partir de données administratives sur les séjours des patients à l'hôpital. Ces données sont plutôt complexes et, à notre connaissance, aucune autre étude ne s'est attaquée à la difficile tâche de procéder à des analyses statistiques systématiques des disparités selon l'âge dans le choix des traitements des patients pour un infarctus aigu du myocarde (IAM). Plus précisément, nous avons utilisé les données provenant de la Base de données sur les congés des patients (ou DAD en anglais pour *Discharge Abstract Database*) du ministère de la Santé et des Soins de longue durée de l'Ontario pour cinq années financières : 1994-1995, 1999-2000, 2000-2001, 2001-2002 et 2004-2005[7]. Cette base de données comprend tous les séjours en soins de courte durée dans tous les hôpitaux de la province qui sont couverts par l'assurance-santé de l'Ontario (ou OHIP en anglais pour *Ontario Health Insurance Plan*).

Notons d'abord qu'il n'est pas possible d'associer des séjours multiples à un même patient : autrement dit, si un patient a été admis plus d'une fois – par exemple trois mois après être rentré à la maison après un premier séjour – on comptabilise ces événements comme deux séjours distincts sans savoir qu'il s'agissait d'un seul et même patient. De même, si un patient est envoyé à un autre hôpital, on comptabilise cet épisode comme deux séjours distincts. Par contre, nous sommes en mesure d'identifier un séjour résultant d'une mutation ou se soldant par une mutation vers un autre hôpital.

Le nombre de congés de l'hôpital pour les patients hospitalisés pour un IAM en Ontario est passé de 28 753 en 1995 à 41 590 en 2001, puis a diminué à 31 011 en 2005, pour un total de 180 766 au cours de cette période[8]. Parmi ceux-ci, 60 % étaient des hommes, et environ 10 % des patients avaient moins de 50 ans au moment de leur admission à l'hôpital, 16 % étaient âgés de 50 à 59 ans, 22 % de 60 à 69 ans, 29 % de 70 à 79 ans et enfin 23 % étaient âgés de 80 ans et plus.

---

7. Dans ce qui suit, on référera aux années financières en se basant sur l'année pour laquelle elle se termine : 1995 pour l'année financière 1994-1995; 2000 pour 1999-2000; 2001 pour 2000-2001; 2002 pour 2001-2002 et enfin 2005 pour 2004-2005. Les analyses ont été conduites sur les cinq années mais, pour des raisons de lisibilité, nous ne présentons que trois années sur les graphiques (1995, 2000 et 2005).

8. Cette récente baisse s'inscrit dans la tendance à la baisse observée pour l'ensemble du Canada entre 2000 et 2006 telle que documentée dans la base de données de l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE) : en 2006, le nombre de congés de l'hôpital correspondait à 89 % de celui de 2000. Voir OCDE (2009).

En plus de la date du début du séjour, l'âge et le sexe du patient qui est hospitalisé, la base de données administrative contient les informations suivantes : (a) la nature du diagnostic primaire ou principal; (b) un maximum de 20 diagnostics secondaires qui sont reliés ou non au diagnostic primaire ou à une comorbidité – par exemple, un patient pourrait être hospitalisé pour un IAM et avoir également été diagnostiqué pour du diabète; (c) l'hôpital où le patient a séjourné; (d) toutes les procédures qui ont été réalisées; et enfin (e) la date à laquelle le patient a été renvoyé à la maison (c'est cette date qui détermine l'année financière pour laquelle l'observation sera enregistrée). Aucune information sur les résultats de ces procédures n'est disponible, que ce soit en termes de qualité de vie ou de taux de survie. On sait toutefois si le patient était vivant au moment de quitter l'hôpital.

Nos analyses se limitent aux cas de patients qui ont eu un séjour de courte durée à l'hôpital (excluant les cas d'une intervention d'un jour) pour l'un de deux diagnostics primaires suivants : *infarctus aigu du myocarde* (code 410 selon la Classification internationale des maladies ou CIM) et *autres formes aiguës et subaiguës des cardiopathies ischémiques* (code 411 selon la CIM). On exclut de nos analyses les cas où le patient a été muté vers un autre hôpital (15 % des cas), mais on conserve ceux qui proviennent d'un autre hôpital. Le tableau 1 présente les 20 diagnostics secondaires les plus fréquemment rapportés pour les patients admis avec l'un ou l'autre de ces deux diagnostics primaires.

Tableau 1 **Diagnostics primaires et secondaires des patients hospitalisés pour un séjour de courte durée en lien avec un infarctus aigu du myocarde (IAM)**

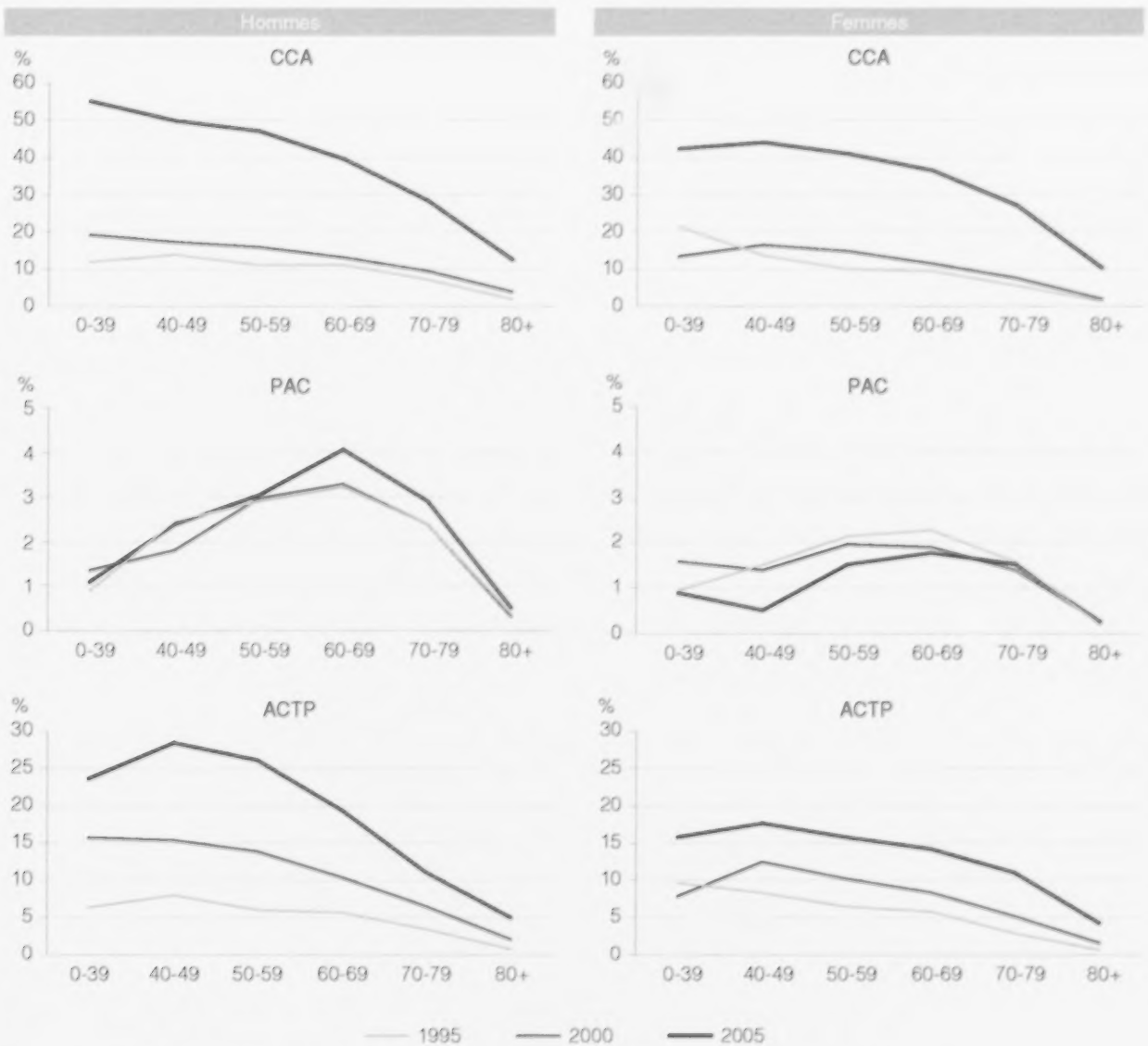
Code de la classification internationale des maladies	Description
Diagnostics primaires	
410	Infarctus aigu du myocarde
411	Autres formes aiguës et subaiguës de cardiopathies ischémiques
Diagnostics secondaires	
414	Autres formes de cardiopathies ischémiques
428	Insuffisance cardiaque
427	Troubles du rythme cardiaque
401	Hypertension essentielle
250	Diabète sucré
272	Troubles du métabolisme des lipides
786	Symptômes relatifs à l'appareil respiratoire et au thorax
413	Angine de poitrine
412	Infarctus ancien du myocarde
426	Troubles de la conduction cardiaque
496	Obstructions chroniques des voies respiratoires non classées ailleurs
785	Symptômes relatifs à l'appareil cardio-vasculaire
V45	Autres états postopératoires
486	Pneumonie, micro-organismes non précisés
V63	Absence de condition permettant les soins
530	Maladie de l'œsophage
285	Anémies – autres et sans précision
424	Autres maladies de l'endocarde
458	Hypotension
599	Autres affections de l'urètre et des voies urinaires

Note : Les diagnostics secondaires sont rapportés en fonction de la fréquence des observations, du plus fréquent au moins fréquent.
Source : Base de données sur les congés des patients, ministère de la Santé et des Soins de longue durée de l'Ontario.
Compilation : Grignon, Spencer et Wang (2010).

La figure 1 illustre la proportion des patients qui ont séjourné à l'hôpital pour un IAM selon le type de traitement reçu, l'année et le sexe.

On constate que la proportion des patients recevant un traitement par CCA s'est accrue substantiellement entre 1995 et 2005, ayant presque quintuplé chez les hommes et quadruplé chez les femmes. Les disparités selon l'âge du patient sont toutefois restées sensiblement les mêmes.

Figure 1 Tendances dans les proportions de patients qui ont reçu des traitements pour un infarctus aigu du myocarde (IAM) selon le type de traitement, l'année, le sexe et l'âge, Ontario 1995-2005



Source : Base de données sur les congés des patients, ministère de la Santé et des Soins de longue durée de l'Ontario.
Compilation : Grignon, Spencer et Wang (2010).

Les disparités selon l'âge sont toutefois beaucoup moins apparentes pour les traitements par PAC. La proportion des patients qui ont reçu un PAC demeure très faible pour toutes les catégories d'âge, soit généralement entre 1 % et 4 %, sans grands changements sur toute la période. En revanche, les taux de traitement par ACTP pour les hommes de toutes les catégories d'âge ont plus que triplé entre 1995 et 2005, alors que chez les femmes, la hausse est moins grande, quoique tout de même substantielle. En somme, nous constatons une hausse très importante des traitements par CCA et ACTP, et les disparités prononcées qu'on observait en 1995, selon l'âge, se sont maintenues tout au long de la période. Ces résultats sont conformes à ceux obtenus par Spencer et coll. (2008).

MÉTHODOLOGIE POUR LES ANALYSES DE RÉGRESSION

Nos analyses sont fondées sur trois modèles de régression, lesquels sont estimés par moindres carrés ordinaires[9]. Le modèle 1 est notre modèle de base et est spécifié de sorte à pouvoir tester tout changement dans le temps de 1995 à 2005 des disparités selon l'âge dans le choix du traitement prescrit au patient. Les variables explicatives sont donc l'âge du patient, l'année au cours de laquelle les soins ont été prodigués et une variable d'interaction entre ces deux facteurs. Le modèle linéaire peut donc s'exprimer comme suit :

$$T_i = \alpha + \beta 1 * \text{ÂGE}_i + \beta 2 * \text{ANNÉE}_i + \beta 3 * (\text{ANNÉE} * \text{ÂGE})_i + u_i$$

Dans cette équation, « T » est une une variable dichotomique égale à 1 si le patient a reçu le traitement (T représente alternativement PAC, CCA et ACTP – nous estimons donc trois modèles) et 0 autrement. La variable « ÂGE » représente la catégorie d'âge du patient au moment de son hospitalisation. Les catégories sont les suivantes : moins de 40 ans; de 40 à 49 ans; de 50 à 59 ans; de 60 à 69 ans; de 70 à 79 ans et enfin 80 ans et plus. La variable « ANNÉE » représente l'année au cours de laquelle le patient est sorti de l'hôpital. Le terme « u » est le terme d'erreur aléatoire. L'indice « i » est associé à chacun des séjours en hôpital observés. Pour chacun des trois traitements, l'équation est estimée pour chacune des années et séparément pour les hommes et les femmes.

Nous ajoutons ensuite d'autres variables explicatives au modèle de base afin de tester si les disparités selon l'âge pourraient être imputables à d'autres facteurs comme les différences selon l'âge du patient dans la sévérité des cas d'infarctus du myocarde (IAM) et les taux de comorbidité. Le modèle 2 inclut donc 20 variables dichotomiques additionnelles indiquant si le patient avait oui ou non été diagnostiqué pour l'un des 20 diagnostics secondaires les plus fréquemment répertoriés chez les patients hospitalisés pour un IAM présentés au tableau 1.

Deux autres variables explicatives sont incluses dans le modèle 2 : la première variable indique le nombre de diagnostics secondaires enregistrés (en plus du diagnostic principal de l'IAM) et la seconde variable indique le nombre de diagnostics secondaires enregistrés qui ne font pas partie de la liste des 20 diagnostics secondaires les plus fréquemment répertoriés chez les patients hospitalisés pour un IAM. À nouveau, pour chacun des trois traitements, l'équation est estimée pour chacune des années et séparément pour les hommes et les femmes.

Le modèle 3 reprend la spécification du modèle 2 en y ajoutant une variable dichotomique indiquant dans quel hôpital le patient a été traité. Puisque cette information n'était pas disponible en 1995, nos estimations du modèle 3 portent sur quatre années plutôt que cinq, de 2000 à 2005. Aussi, afin d'éviter d'inclure un trop grand nombre de variables et, ainsi, introduire une trop grande source de bruit dans l'analyse, nous avons utilisé les données provenant seulement des 20 hôpitaux pour lesquels les hospitalisations pour IAM étaient les plus fréquentes[10].

---

9. Bien qu'un modèle de régression logistique ait été plus approprié qu'un modèle linéaire des moindres carrés ordinaires, nous avons opté pour le modèle linéaire parce qu'il rend l'interprétation des coefficients plus intuitive. On a vérifié que les résultats quant à la significativité statistique des variables explicatives ne sont pas bien différents de ceux obtenus par l'estimation d'un modèle de régression logistique.

10. Des tests de robustesse des estimations ont montré qu'en incluant tous les hôpitaux, nos résultats quant aux disparités selon l'âge étaient très similaires à ceux obtenus en restreignant l'échantillon aux 20 hôpitaux les plus importants dans le traitement de l'IAM.

RÉSULTATS DES ANALYSES DE RÉGRESSION

Les coefficients estimés des modèles 1 à 3 sont utilisés pour générer les probabilités prédites de recevoir chacun des trois traitements, et ce, pour chacune des catégories d'âge et chacune des années, séparément pour les hommes et les femmes. Nos résultats sont illustrés à la figure 2 pour ce qui est de la probabilité de recevoir un cathétérisme cardiaque avec angiographie (CCA), la figure 3 pour la probabilité de recevoir un pontage aortocoronarien (PAC), et à la figure 4 pour la probabilité de recevoir une angioplastie coronarienne transluminale percutanée (ACTP).

Pour chaque figure, le panneau supérieur (« Tous les hôpitaux ») réfère aux résultats obtenus pour tous les hôpitaux de l'Ontario qui accueillent des patients pour des séjours de courte durée – soit 288 hôpitaux – et le panneau inférieur réfère aux résultats pour les 20 hôpitaux pour lesquels les hospitalisations pour IAM étaient les plus fréquentes au cours des années 2000 à 2005. Chaque graphique du panneau supérieur montre deux courbes illustrant les disparités selon l'âge du patient : les disparités sur la base des proportions (ou probabilités) observées et celles sur la base des proportions prédites à partir du modèle 2 et donc en tenant compte des différences selon l'âge dans la sévérité des cas d'IAM et les taux de comorbidité.

Chaque graphique du panneau inférieur (« 20 hôpitaux ») illustre les différences dans les proportions observées et prédites dans les disparités selon l'âge du patient en tenant compte non seulement des facteurs cliniques comme la sévérité des cas d'IAM et les taux de comorbidité, mais également des facteurs non cliniques reflétant les pratiques propres à l'hôpital où le patient a été traité.

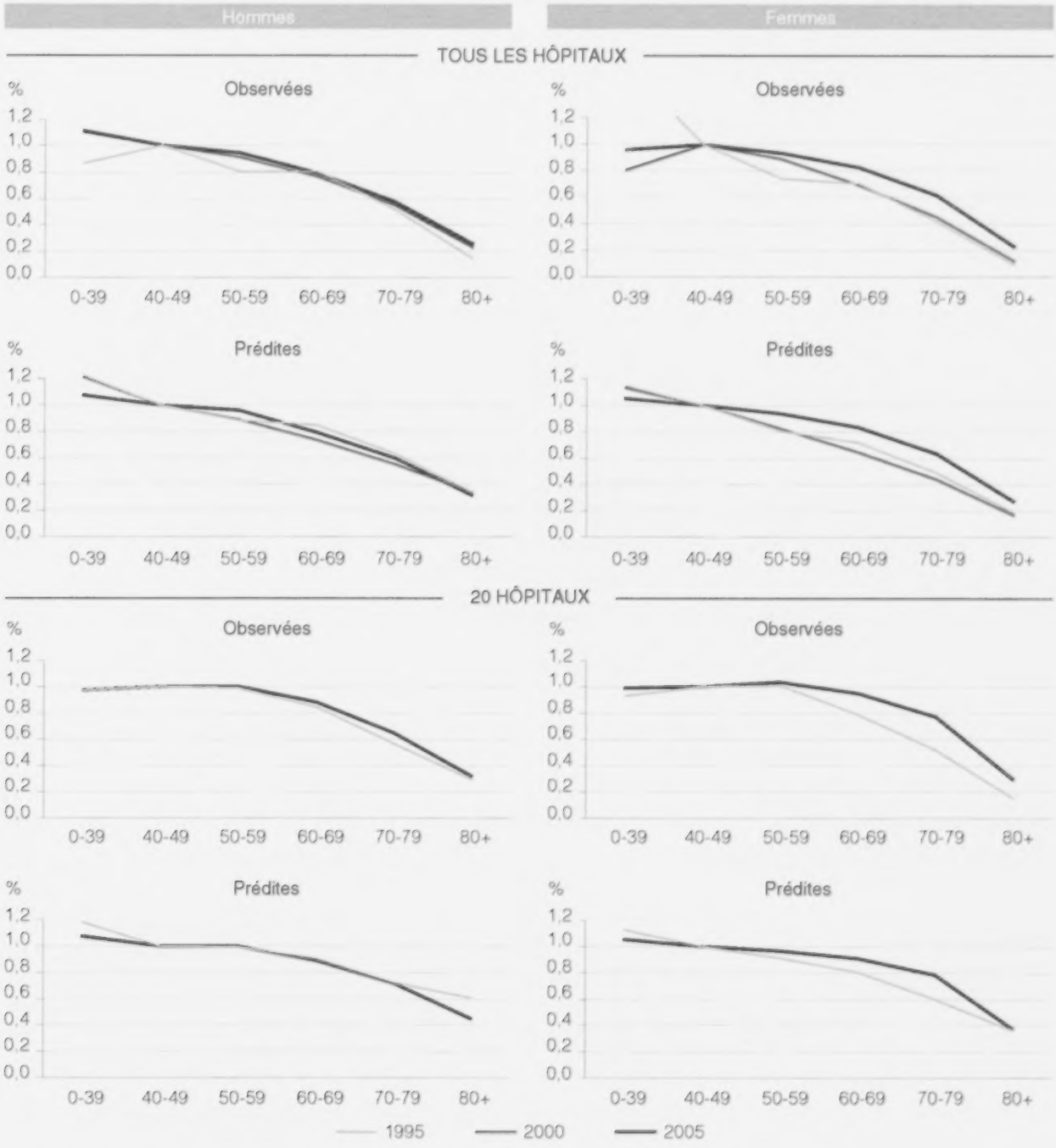
Les probabilités présentées aux figures 2 à 4 sont les probabilités *relatives aux patients âgés de 40 à 49 ans.* Ainsi, pour la catégorie d'âge 40 à 49 ans, les courbes indiquent des probabilités qui sont invariablement égales à 1,0. Cette approche nous permet de concentrer notre attention sur la forme des courbes – c'est-à-dire la pente du gradient – et sur les changements dans le temps dans le gradient. En comparant les tendances observées et prédites, on peut ainsi bien mesurer l'impact des facteurs cliniques (modèle 2) et l'impact combiné des facteurs cliniques et non cliniques c'est-à-dire les effets fixes d'hôpital (modèle 3).

Disparités selon l'âge pour les traitements par cathétérisme cardiaque avec angiographie (CCA)

La présence de comorbidité étant plus fréquente chez les patients plus âgés, on peut s'attendre à ce que les jeunes patients soient plus susceptibles que les plus âgés de recevoir des traitements invasifs. Comme le montre le panneau supérieur de la figure 2, le fait de tenir compte des disparités selon l'âge dans la prévalence de diagnostics secondaires tend effectivement à aplanir le gradient d'âge sans toutefois le supprimer[11]. Ainsi, si tous les patients affichaient la même prévalence de diagnostics secondaires, les jeunes patients de sexe masculin qui ont moins de 40 ans seraient tout de même trois fois plus susceptibles de recevoir un traitement par CCA que les patients hommes âgés de 80 ans et plus. Chez les femmes, celles de moins de 40 ans seraient quatre fois plus susceptibles de recevoir un tel traitement que les plus âgées. Lorsqu'on restreint l'analyse aux 20 hôpitaux pour lesquels les hospitalisations pour IAM étaient les plus fréquentes et qu'on tient compte d'un effet fixe d'hôpital, le gradient s'aplanit encore davantage sans toutefois disparaître. En d'autres termes, parmi des patients qui seraient similaires en tous points sauf pour l'âge, plus ils sont vieux, moins ils sont susceptibles de recevoir un traitement par CCA.

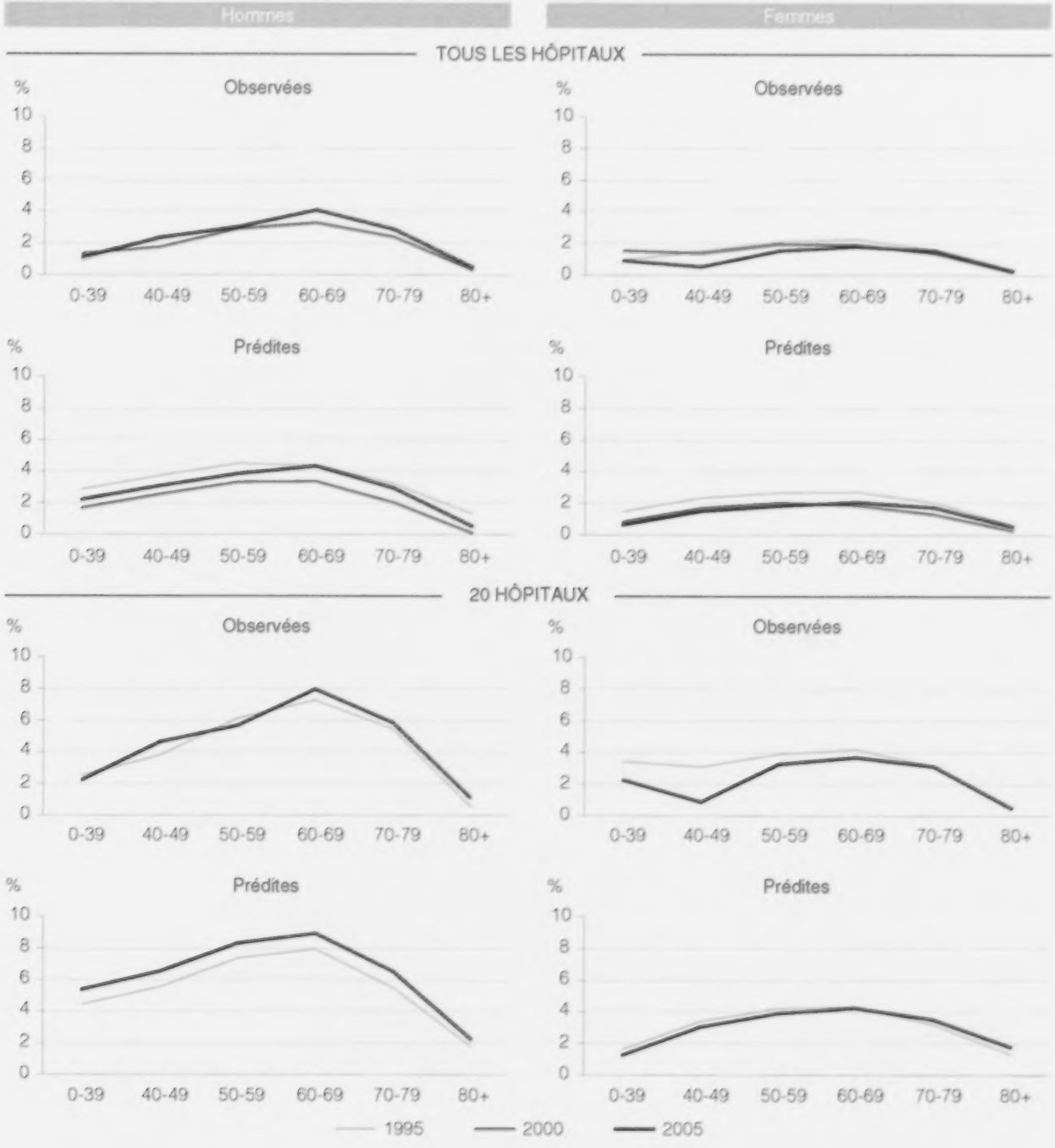
11. Certains de ces diagnostics secondaires ont un impact positif sur la probabilité de recevoir le traitement puisqu'ils indiquent une sévérité plus grande de l'IAM, justifiant ainsi un plus grand besoin de traitement invasif, alors que d'autres diagnostics secondaires ont plutôt un effet négatif puisqu'ils reflètent une plus grande fragilité du patient, de sorte que l'intervention pourrait être compromise ou être moins rentable au sens où le coût par année de vie sauvée devient plus élevé.

Figure 2 Tendances observées et prédites dans les proportions de patients qui ont reçu un cathétérisme cardiaque avec angiographie (CCA) pour le traitement d'un infarctus aigu du myocarde (IAM) selon l'année, le sexe et l'âge, Ontario 1995-2005



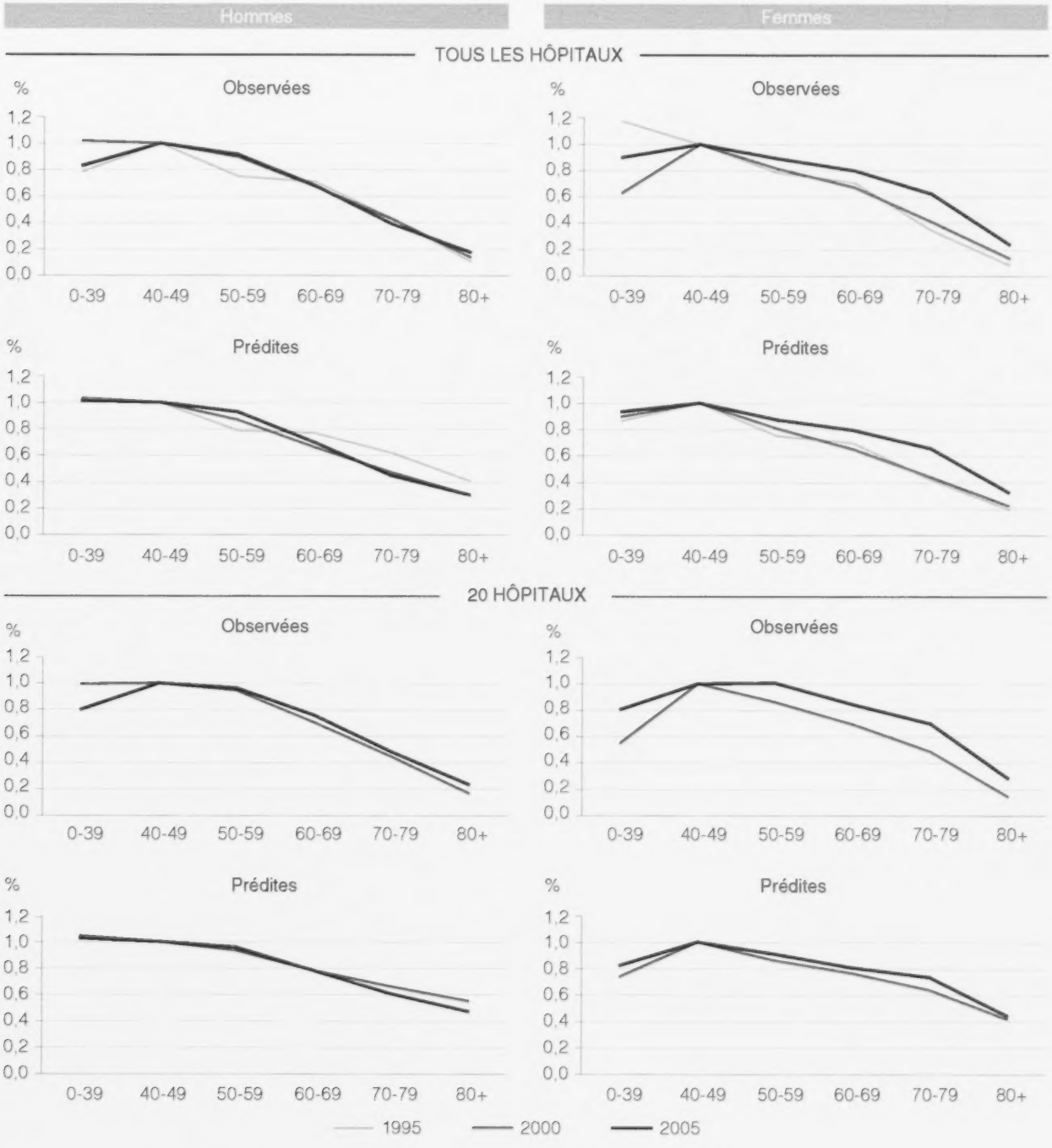
Note : Les probabilités présentées ici sont les probabilités relatives aux patients âgés de 40 à 49 ans.
Source : Base de données sur les congés des patients, ministère de la Santé et des Soins de longue durée de l'Ontario.
Compilation : Grignon, Spencer et Wang (2010).

Figure 3 Tendances observées et prédites dans les proportions de patients qui ont reçu un pontage aortocoronarien (PAC) pour le traitement d'un infarctus aigu du myocarde (IAM) selon l'année, le sexe et l'âge, Ontario 1995-2005



Note : Les probabilités présentées ici sont les probabilités relatives aux patients âgés de 40 à 49 ans.
Source : Base de données sur les congés des patients, ministère de la Santé et des Soins de longue durée de l'Ontario.
Compilation : Grignon, Spencer et Wang (2010).

Figure 4 Tendances observées et prédites dans les proportions de patients qui ont reçu une angioplastie coronarienne transluminale percutanée (ACTP) pour le traitement d'un infarctus aigu du myocarde (IAM) selon l'année, le sexe et l'âge, Ontario 1995-2005



Note : Les probabilités présentées ici sont les probabilités relatives aux patients âgés de 40 à 49 ans.
Source : Base de données sur les congés des patients, ministère de la Santé et des Soins de longue durée de l'Ontario.
Compilation : Grignon, Spencer et Wang (2010).

Disparités selon l'âge pour les traitements par pontage aortocoronarien (PAC)

Comme le montre la figure 3, le fait de tenir compte des disparités dans la prévalence de diagnostics secondaires tend à aplanir quelque peu la courbe des probabilités prédites de recevoir un traitement de l'IAM par PAC en fonction de l'âge, et génère des valeurs prédites légèrement supérieures aux valeurs observées surtout pour les patients âgés de 80 ans et plus. Cependant, tenir compte du nombre et de la nature des comorbidités n'a qu'un impact minime sur les tendances générales des disparités selon l'âge. Lorsqu'on restreint l'analyse aux 20 hôpitaux pour lesquels les hospitalisations pour IAM étaient les plus fréquentes et qu'on tient compte d'un effet fixe d'hôpital, encore une fois le gradient s'aplanit davantage, quoique très peu. Chez les hommes en particulier, les probabilités prédites sont considérablement plus faibles parmi ceux âgés de 70 ans et plus comparés à ceux âgés de 60 à 69 ans.

Disparités selon l'âge pour les traitements par angioplastie coronarienne transluminale percutanée (ACTP)

La figure 4 montre que le gradient d'âge est manifestement plus plat lorsqu'on tient compte des différences selon l'âge dans la prévalence de diagnostics secondaires. Les graphiques du panneau supérieur montrent notamment qu'en 2005 les patients les plus jeunes (âgés de moins de 40 ans) étaient 3,4 fois plus susceptibles de recevoir un traitement par ACTP que ceux âgés de 80 ans et plus, si l'on tient compte des différences dans la prévalence de diagnostics secondaires, alors qu'on estimerait qu'ils sont 5,4 fois plus susceptibles de recevoir un traitement par ACTP que les plus vieux, si l'on négligeait de tenir compte de ce facteur. Chez les femmes, on passe de 3,8 à 2,9 fois plus susceptibles de recevoir un traitement par ACTP lorsqu'on tient compte de l'importance d'autres facteurs cliniques.

Néanmoins, la pente du gradient demeure assez raide, ce qui suggère que la présence de comorbidités n'explique qu'une faible proportion des disparités selon l'âge dans le traitement de l'IAM par ACTP. Autrement dit, parmi les hommes hospitalisés en 2005 pour un IAM et qui présentaient les mêmes comorbidités, 8 % de ceux âgés de 80 ans et plus auraient reçu une ACTP contre 27 % de ceux âgés de moins de 40 ans. Chez les femmes, ces proportions étaient respectivement de 6 % et 16 %.

Les graphiques du panneau inférieur montrent des relations similaires lorsqu'on tient compte à la fois des différences liées au taux de comorbidité et des pratiques propres à l'hôpital et qu'on restreint l'analyse à 20 hôpitaux. Les gradients d'âge, lorsqu'on tient compte des facteurs liés aux diagnostics secondaires et à l'effet fixe d'hôpitaux, sont maintenant de forme plus aplanie comparés aux graphiques du panneau supérieur, le gradient passant de 3,4 à 2,2 pour les hommes et de 2,9 à 1,9 chez les femmes. Les courbes de disparité selon l'âge, lorsque l'analyse est limitée à 20 hôpitaux, sont loin d'être plates, suggérant que même parmi les interventions qui ont lieu dans un groupe plus restreint d'hôpitaux, on constate que l'âge du patient influence les décisions d'entreprendre ou non un traitement par ACTP.

Les coefficients estimés par le modèle 3 suggèrent que les effets fixes d'hôpitaux sont très prononcés, plus prononcés même que les effets liés à la prévalence de diagnostics secondaires. Il semble donc très clair que certains hôpitaux seraient mieux équipés que d'autres pour procéder à des traitements par ACTP.

INTERPRÉTATION DES RÉSULTATS ET OBSERVATIONS FINALES

De façon globale, nous avons établi qu'il existe des disparités selon l'âge du patient à la fois importantes et persistantes dans l'application des technologies pour le traitement de l'infarctus aigu du myocarde (IAM). Plus importants encore, nos résultats semblent indiquer que les patients plus âgés seraient plus susceptibles de recevoir seulement des traitements thérapeutiques à la suite de leur hospitalisation pour IAM, et donc seraient moins susceptibles de recevoir des traitements plus invasifs. Ce constat est confirmé même lorsqu'on tient compte de facteurs cliniques qui varient selon l'âge comme la prévalence de diagnostics secondaires : les courbes montrant les probabilités prédites de traitement par cathétérisme cardiaque avec angiographie (CCA) ou angioplastie coronarienne transluminale percutanée (ACTP) sont aplanies avec l'ajout de variables de contrôle, mais leur pente demeure néanmoins très abrupte.

Ces résultats sont compatibles avec ceux obtenus par Moise et Jacobzone (2003) qui s'intéressent aussi aux questions des maladies reliées à l'âge et montrent que la proportion des patients qui sont traités par ACTP diminue en fonction de l'âge du patient dans la plupart des pays ou

provinces, incluant l'Ontario. La contribution originale de notre étude tient à la richesse des informations recueillies. Contrairement à l'étude de Moise et Jacobzone, notre échantillon de recherche incluait des données sur les séjours en hôpital qui ont été colligées de façon exhaustive, systématique et à l'échelle de toute la province. En particulier, nous disposions de données beaucoup plus complètes au sujet des diagnostics permettant de mesurer de façon plus précise la prévalence de comorbidités et d'identifier les différentes options de traitement.

Notre étude est la première du genre à établir un gradient d'âge statistiquement significatif : les patients hospitalisés en Ontario pour un IAM seraient moins susceptibles d'être traités par CCA ou ACTP, même en contrôlant pour les différences dans les taux de comorbidité. Pourquoi ces disparités selon l'âge? On invoque souvent que ce serait parce que les patients plus âgés seraient plus fragiles. Il est possible en effet que les chirurgiens ou médecins traitants soient capables de détecter chez un patient un état de fragilité qui n'est par ailleurs pas diagnostiqué au sens strict et donc qui échapperait à notre méthode de contrôler pour d'autres facteurs cliniques. Cependant, il est peu probable que cette hypothèse ne soit valide que pour les patients hospitalisés en Ontario, et elle est réfutée notamment par les résultats de Gusmano et coll. (2007) voulant que les disparités selon l'âge, d'abord observées à partir des données d'hospitalisation dans les villes de New York et Paris, disparaissent lorsqu'on tient compte des différences dans la prévalence de diagnostics secondaires. En outre, si la fragilité du patient était la seule raison pour laquelle les patients plus âgés en Ontario étaient moins susceptibles d'être traités par CCA ou ACTP, on s'attendrait à des disparités encore plus prononcées dans les probabilités d'être traités par PAC. Or, il n'en est rien : nous n'avons trouvé aucune disparité selon l'âge qui soit statistiquement significative dans le cas du traitement par PAC.

Deux autres explications sont possibles. Premièrement, les patients plus âgés et les membres de leur famille pourraient être moins enclins que les plus jeunes à accepter un traitement de nature plus invasive. Busschbach et coll. (1993) ont notamment avancé l'idée que les patients plus âgés auraient moins de tolérance par rapport à la douleur ou aux risques associés à des procédures chirurgicales invasives, ou encore accorderaient une valeur moindre à la vie pour un niveau donné de leur état de santé.

Une autre explication possible avancée notamment par Strech et coll. (2008) est que les médecins se baseraient sur des critères comme l'âge pour restreindre l'accès aux soins, un phénomène parfois identifié comme de « l'âgisme au chevet du malade » (ou *bedside ageism* en anglais). Les ressources étant limitées, on se baserait sur l'âge pour rationner l'accès aux soins, soit en invoquant des raisons d'efficacité – *un patient de 30 ans à qui on sauve la vie vivra plus longtemps qu'un patient de 80 ans* –, ou encore en invoquant des raisons d'équité – *un patient plus jeune mérite davantage qu'on lui sauve la vie.* Si cette explication est plausible, on s'attendrait à ce que le gradient d'âge soit décroissant, ce qui est compatible avec nos résultats.

Bien qu'on ne sache pas exactement pourquoi les patients plus âgés ont reçu moins fréquemment que les plus jeunes un traitement par CCA et ACTP, on a montré qu'une partie de l'explication tient au fait qu'ils sont plus susceptibles d'être hospitalisés dans un établissement qui n'a pas les installations requises pour procéder à de telles interventions. Ce résultat est compatible avec ceux de Pilote et coll. (1995) voulant que le choix du traitement recommandé par les médecins canadiens soit influencé par les installations disponibles dans l'hôpital où ils travaillent.

Cela reste une énigme de comprendre pourquoi les patients plus âgés sont moins susceptibles que les plus jeunes d'être hospitalisés dans un établissement sans les installations chirurgicales nécessaires à des interventions plus intenses. Les données dont nous disposons ne permettent pas d'élucider cette question. Toutefois, on pourrait spéculer que les patients plus âgés sont plus susceptibles que les plus jeunes d'être renvoyés à la maison et de se faire simplement prescrire un traitement thérapeutique s'ils se sont présenté à l'urgence d'un hôpital qui disposait de telles installations plutôt que d'un hôpital qui n'en disposait pas. Cette hypothèse est compatible avec les résultats obtenus par Ko et coll. (2007) voulant que la probabilité qu'un patient de plus de 85 ans soit hospitalisé en Ontario soit plus faible qu'aux États-Unis. Ceci semble indiquer que le même processus de prise de décision qui génère des disparités selon l'âge au sein des hôpitaux expliquerait aussi la présence d'un effet fixe d'hôpital. Une autre interprétation des faits serait que les ambulanciers paramédicaux prennent la décision de diriger les patients plus âgés vers les hôpitaux qui n'ont pas les installations requises ou encore que les médecins traitants préfèrent renvoyer les patients plus âgés à la maison plutôt que de les garder à l'urgence. Quoi qu'il

en soit, il convient d'approfondir l'analyse afin de mieux comprendre l'origine de ces différences selon l'âge dans le traitement de l'IAM.

À partir des résultats de notre étude et ceux d'autres études comme celle de Gusmano et coll. (2007) tirées des données d'hospitalisations dans les villes de New York et Paris, nous sommes tentés de conclure que les disparités selon l'âge du patient que nous observons pour l'Ontario résulteraient en partie d'un rationnement de l'offre de soins basé sur l'âge. On ne sait pas exactement si ce rationnement, si tant est qu'il existe, a un impact en termes d'équité sur les chances de réussite. Plusieurs études ont montré que les gains associés aux traitements plus invasifs sont minimes pour les patients qui bénéficient de traitements thérapeutiques appropriés. Ainsi, on pourrait penser que ce serait plutôt les patients plus jeunes qui sont en quelque sorte pénalisés dans la mesure où ils seraient indûment soumis à des traitements invasifs dont ils n'ont pas besoin réellement. Il n'en reste pas moins que l'âge, et non seulement les bénéfices attendus d'une intervention donnée, semble systématiquement agir comme critère de rationnement. Pourtant, les recommandations en termes cliniques sont que le patient devrait recevoir un traitement invasif si le traitement améliore son pronostic. Or, l'âge en soi n'affecte pas le pronostic. Le rationnement sur la base de l'âge revient en somme à utiliser un critère non clinique dans le choix du traitement.

Il est possible que, dans une perspective d'équité intergénérationnelle, ce soient des considérations relatives à l'espérance de vie qui entreraient en jeu : les patients plus jeunes seraient considérés comme plus méritants que les plus vieux, ces derniers ayant déjà eu leur juste part de traitements tout au long de leur vie[12]. Si de tels critères sont effectivement utilisés, il serait important de les rendre explicites et d'en débattre. Surtout que cette façon de faire semble en totale contradiction avec les grands principes qui sous-tendent le système de santé au Canada. Si nous ne pouvons déterminer avec certitude que les disparités selon l'âge que nous observons en Ontario sont le résultat d'un rationnement des soins fondé sur l'âge, les différences dans les pratiques de l'Ontario et d'autres juridictions nous porteraient à conclure que ça en a tout l'air.

RÉFÉRENCES

AUSTIN, P.C., et autres (2008). « Factors associated with the use of evidence-based therapies after discharge among elderly patients with myocardial infarction ». *Canadian Medical Association Journal*, vol. 179, n° 9, p. 901-908.

BECK, C.A., et autres (2003). « Does aggressive care following acute myocardial infarction reduce mortality? Analysis with instrumental variables to compare effectiveness in Canadian and United States patient populations ». *Health Services Research*, vol. 38 n° 6, p. 1423-1442.

BUSSCHBACH, J.J., D.J. HESSING, et F.T. DE CHARRO (1993). « The utility of health at different stages in life: A quantitative approach ». *Social Science and Medicine*, Vol. 3, n° 2, p. 153-158.

CHEN, J., et autres (2001). « Racial differences in the use of cardiac catheterization after acute myocardial infarction ». *New England Journal of Medicine*, vol. 344, n° 19, p. 1443-1449.

ENHANCED FEEDBACK FOR EFFECTIVE CARDIAC TREATMENT (2005). « Quality of cardiac care in Ontario ». Report 2, Phase 1, Report 2, Group B. Toronto, ON, Canada: Canadian Cardiovascular Outcomes Research Team et Institute for Clinical Evaluation Sciences.

GRIGON, M., B.G. SPENCER et L. WANG (2010). « Is there an age pattern on the treatment of AMI? Evidence from Ontario ». *La Revue canadienne du vieillissement*, vol. 29, n° 2, p. 317-332.

GUSMANO, M.K., et autres (2007). « A new approach to the comparative analysis of health systems: Invasive treatment for heart disease in the US, France, and their two world cities ». *Health Economics, Policy and Law*, vol. 2, p. 73-92.

12. Cet argument dit de *fair innings* en anglais a été avancé par Williams (1997).

KO, D.T., et autres (2007). « Regional differences in process of care and outcomes for older acute myocardial infarction patients in the United States and Ontario, Canada. Circulation ». *Journal of the American Heart Association,* vol. 115, p. 196 -203.

MCCLENNAN, M., B.J. MCNEIL et J.P. NEWHOUSE (1994). « Does more intensive treatment of acute myocardial infarction in the elderly reduce mortality? ». *Journal of the American Medical Association*, vol. 272, n° 11, p. 859-866.

MOISE, P., S. JACOBZONE, THE ARD-IHD EXPERTS GROUP (2003). *OECD study of cross-national differences in the treatment, costs and outcomes of ischaemic heart disease*, document de travail n° 3 du groupe de recherche sur la santé de la Direction de l'emploi, du travail et des affaires sociales de l'OCDE, Paris, France : OCDE.

ORGANISATION DE COOPÉRATION ET DE DÉVELOPPEMENT ÉCONOMIQUES. (2009). Base de données de l'OCDE sur la santé. Paris, France : OCDE.

PILOTE, L., et autres (1995). « Differences in the treatment of myocardial infarction between the United States and Canada: A survey of physicians in the GUSTO trial ». Medical Care, vol. 33, n° 6, p. 598-610.

PILOTE, L., et autres (2003). « Universal health insurance coverage does not eliminate inequities in access to cardiac procedures after acute myocardial infarction ». *American Heart Journal*, vol. 146, n° 6, p. 1030-1037.

PILOTE, L., et autres (2000). « Changes in the treatment and outcomes of acute myocardial infarction in Quebec, 1988-1995 ». *Canadian Medical Association Journal*, vol. 163, n° 1, p. 31-36.

RATHORE, S.S., et autres (2002). « Sex difference in cardiac catheterization after acute myocardial infarction: The role of procedure appropriateness ». *Annals of Internal Medicine*, vol. 137, n° 6, p. 487-493.

SPENCER, G., et autres (2008). Report on coronary artery bypass surgery in Ontario, fiscal years 2005/06 and 2006/07. Toronto, ON, Canada: Institute for Clinical Evaluation Sciences (Toronto) en collaboration avec le Cardiac Care Network of Ontario.

STRECH, D., M. SYNOFSIK et G. MARCKMANN, G. (2008). « How physicians allocate scarce resources at the bedside: A systematic review of qualitative studies ». *Journal of Medicine and Philosophy*, vol. 33, p. 80-99.

TU, J.V., et autres (2003). « Outcomes of AMI in Canada ». *Canadian Journal of Cardiology*, vol. 19, n° 8, p. 893-901.

WILLIAMS, A. (1997). « Rationing health care by age: The case for ». BMJ, n° 314, p. 820-822.

LE MARCHÉ DE L'HABITATION ET LA MIGRATION DES AÎNÉS

225 Vieillissement de la population au Québec : se dirige-t-on vers un surplus de propriétés existantes à vendre?

235 Le profil migratoire des aînés sur le territoire québécois au cours de la période 2006-2011

VIEILLISSEMENT DE LA POPULATION AU QUÉBEC : SE DIRIGE-T-ON VERS UN SURPLUS DE PROPRIÉTÉS EXISTANTES À VENDRE?

Francis Cortellino et Kevin Hughes,
Société canadienne d'hypothèques et de logement

Au cours des vingt prochaines années, le nombre de ménages âgés de plus de 65 ans doublera au Québec, tandis que le nombre de ménages plus jeunes demeurera relativement stable[1]. Étant donné cette évolution démographique, il devient pertinent de s'interroger sur les possibles conséquences économiques, notamment sur le marché de l'habitation. Parmi celles-ci figure le possible déséquilibre entre l'offre et la demande d'habitations existantes.

En nous inspirant de Myers et Ryu (2007), et à l'aide des données des derniers recensements de Statistique Canada, nous calculons des taux d'achat et de vente par groupe d'âge. Ces taux sont par la suite utilisés avec les plus récentes projections démographiques afin d'estimer le nombre d'acheteurs et de vendeurs et de déterminer si le marché de l'immobilier pourrait être confronté à moyen et long terme à une situation de suroffre. Les résultats pour le Québec démontrent que le nombre d'acheteurs sera toujours supérieur au nombre de vendeurs d'ici 2030.

Le Québec connaîtra au cours des prochaines années plusieurs changements sur le plan démographique. Le nombre de personnes âgées augmentera considérablement, plusieurs *baby-boomers* atteindront l'âge de la retraite, tandis que le nombre de jeunes ménages demeurera quant à lui relativement stable. Cette transformation de la société québécoise suscite d'ailleurs plusieurs questionnements, tels que les impacts potentiels sur le système de santé, les finances publiques, la viabilité des régimes de retraite, etc. Un marché qui sera aussi appelé à se transformer est celui de l'habitation, l'âge étant un facteur important dans le choix du mode d'occupation et du type d'habitation du ménage. À cet effet, être en mesure de déterminer que la quantité de propriétés à vendre sur un marché donné surpassera le nombre d'acheteurs potentiels constituerait une information significative, car un tel scénario risquerait d'avoir des implications importantes sur le marché en question, notamment sur les prix des habitations.

Nous abordons tout d'abord la littérature concernant cette question et la méthodologie utilisée pour y répondre. À l'aide des données des derniers recensements de Statistique Canada, nous calculons par la suite des taux d'achat et de vente par groupe d'âge pour plusieurs centres urbains. Ces taux sont subséquemment utilisés avec les plus récentes projections démographiques afin d'estimer le nombre d'acheteurs et de vendeurs et de vérifier si le marché de l'immobilier pourrait être confronté à moyen et long terme à une situation de suroffre. Finalement, nous examinons de futures avenues de recherche qui permettraient de raffiner et d'étendre l'étendue de ces résultats.

1. L'âge du ménage est déterminé selon l'âge du soutien principal du ménage. Généralement, le soutien principal du ménage est la personne qui débourse le montant le plus élevé pour le logement.

LITTÉRATURE

À notre connaissance, les effets du vieillissement de la population sur le possible déséquilibre entre l'offre et la demande d'habitations n'a fait l'objet d'aucune étude fondée sur des données canadiennes ou québécoises. Dans le contexte américain, Myers et Ryu (2007) répondent à cette question en calculant des taux d'achat et de vente pour la population de chaque État américain. Plus précisément, ils calculent, pour différents groupes d'âge, la proportion annuelle de personnes qui achètent et qui vendent des propriétés[2]. En utilisant des projections démographiques de population par groupe d'âge, ils sont en mesure de prévoir quels sont les États américains qui se retrouveront avec plus de vendeurs que d'acheteurs au cours des prochaines années. Selon leurs résultats, d'ici 2030, plus de la moitié des États américains devront composer avec une situation où le nombre de vendeurs surpasse le nombre d'acheteurs. La prochaine section traite des données et de la méthodologie utilisée afin de répliquer, dans un contexte canadien, les résultats de Myers et Ryu (2007).

DONNÉES ET MÉTHODOLOGIE

Le nombre de ménages canadiens et québécois qui achètent chaque année des propriétés est estimé en croisant quelques variables du recensement canadien[3]. Un acheteur est identifié comme étant un ménage qui était propriétaire lors de l'année du recensement, mais qui ne vivait pas à la même adresse un an auparavant. Le taux d'achat, pour un groupe d'âge donné, se définit comme étant le nombre de ménages acheteurs sur le nombre de ménages totaux[4].

Du côté des ventes, deux méthodes sont utilisées. Pour les ménages de moins 75 ans, le nombre de vendeurs correspond au nombre d'acheteurs trouvé auparavant. En d'autres mots, chaque achat par un ménage sur le marché est précédé d'une vente par le même ménage. Toutefois, ce nombre est corrigé en y soustrayant les ménages qui en sont à leurs premiers achats sur le marché immobilier (premiers acheteurs). Les données sur la proportion de ménages premiers acheteurs par groupe d'âge peuvent être trouvées dans l'*Enquête sur les dépenses des ménages* (EDM) de Statistique Canada[5].

Pour les ménages de plus de 75 ans, le nombre de vendeurs est déterminé par la variation dans le nombre de ménages propriétaires de la même cohorte cinq ans auparavant[6]. Ces ventes peuvent être causées, entre autres, par des décès, des déménagements dans des immeubles locatifs, des résidences pour personnes âgées ou des instituts de santé publics.

Le calcul des taux d'achat et de vente est reproduit pour trois années de recensement, soit 1996, 2001 et 2006. Dans un premier temps, ceci permet de suivre l'évolution des taux à travers des périodes où la conjoncture économique était différente. Dans un deuxième temps, la moyenne des taux pour ces trois années de recensement permet de limiter les effets des cycles économiques sur ceux-ci. Cette opération s'avère nécessaire afin d'obtenir des

2. Les taux sont calculés pour la période 1995-2000, car elle représente selon les auteurs une période d'activité normale pour le marché de l'habitation américain.

3. Dans Myers et Ryu (2007), les taux d'achat et de vente sont calculés par personne afin de pouvoir les utiliser avec des projections de population. Dans le présent cas, les taux sont calculés par ménage, et utilisés par conséquent avec des projections de ménages.

4. Dans le cas d'un ménage qui effectuerait deux achats au cours de la même année, seulement un de ces achats serait capté par la méthodologie actuelle. Ceci est causé par le fait que les données utilisées sont sur une base annuelle. Le même biais existe dans le cas de la vente d'une propriété (sujet qui sera traité ultérieurement). Malheureusement, à notre connaissance, aucune donnée précise n'existe quant à la proportion de ménages qui achètent ou vendent plus d'une propriété à l'intérieur d'une même année. Toutefois, il est raisonnable de croire que ce phénomène est relativement limité.

5. L'*Enquête sur les dépenses des ménages* est une enquête annuelle réalisée depuis 1997. Étant donné la taille de l'échantillon, il a été impossible pour Statistique Canada de nous fournir des données annuelles sur la proportion de premiers acheteurs par groupe d'âge et par province. Les données étaient seulement disponibles en regroupant quelques années d'enquête. Ainsi, pour trouver le nombre de vendeurs en 1996 et en 2001 (années du recensement), la proportion de premiers acheteurs de l'EDM est une moyenne des résultats des années 1997 à 2001. Pour le nombre de vendeurs en 2006, les données de l'EDM de 2002 à 2008 sont utilisées.

6. Étant donné que le nombre de vendeurs doit être trouvé sur une base annuelle, la variation dans le nombre de ménages propriétaires entre deux recensements est divisée par cinq.

projections sur le nombre futur d'acheteurs et de vendeurs qui captent les changements démographiques, et non une conjoncture économique plus ou moins favorable[7].

Utilisant ces méthodologies et les données des recensements canadiens, la prochaine section donne les résultats sur les taux d'achat et de vente au Canada, au Québec et dans les régions métropolitaines de recensement (RMR) québécoises[8].

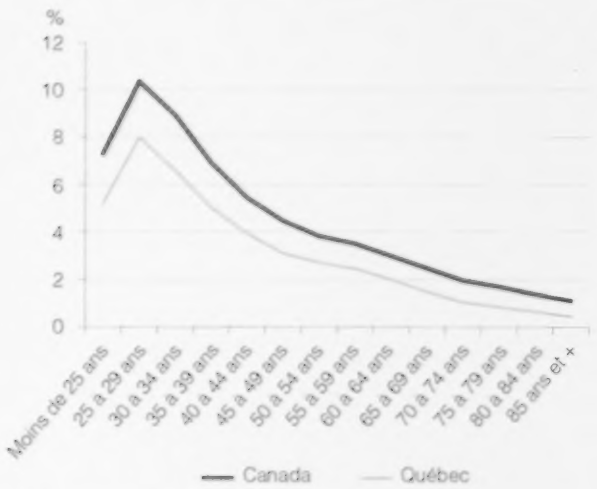
TAUX D'ACHAT ET DE VENTE

Les taux d'achat pour le Canada et le Québec sont présentés à la figure 1[9]. Les taux d'achat atteignent un maximum entre 25 et 29 ans, pour ensuite redescendre graduellement. Il n'est pas surprenant de constater que la proportion d'acheteurs la plus importante se situe autour de cet âge, puisque c'est souvent dans cette période de la vie que les ménages deviennent actifs sur le marché immobilier. À l'opposé, dépassé 75 ans, le taux d'achat devient très faible, soit environ 1 %.

Les taux d'achat pour le Québec sont aussi inférieurs à ceux qui prévalent au Canada. Ceci est conforme avec les données qui indiquent que la proportion de ménages propriétaires au Québec est inférieure à ce que l'on retrouve dans le reste du Canada. Malgré quelques différences, les résultats pour le Québec se généralisent aux RMR québécoises, dont on peut trouver les résultats en annexe.

La figure 2 indique pour sa part les taux de vente par groupe d'âge au Canada et au Québec. Les taux de vente des ménages de moins de 25 ans sont très faibles. À cet âge, une faible proportion de ménages sont propriétaires, ce qui implique par conséquent que plusieurs ménages n'ont encore rien à vendre sur le marché. Par la suite, jusqu'à 44 ans environ, les taux de vente augmentent. C'est souvent

Figure 1 Taux d'achat[1] au Canada et au Québec

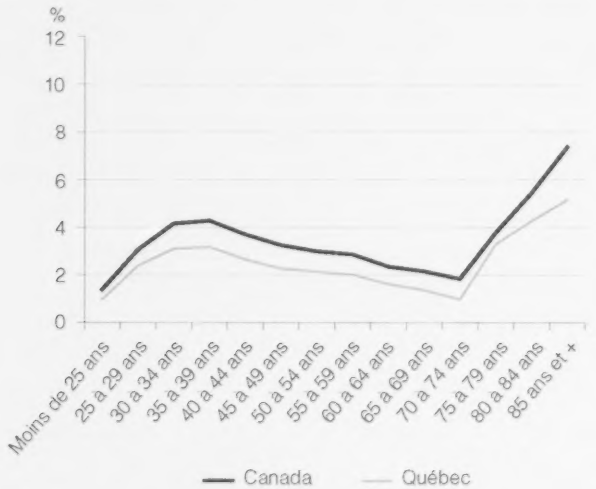


1. Moyenne des années 1996, 2001 et 2006

Source : Statistique Canada, *Recensements* et *Enquête sur les dépenses des ménages*.

Compilation : Société canadienne d'hypothèques et de logement (SCHL).

Figure 2 Taux de vente[1] au Canada et au Québec



1. Moyenne des années 1996, 2001 et 2006

Source : Statistique Canada, *Recensements* et *Enquête sur les dépenses des ménages*.

Compilation : Société canadienne d'hypothèques et de logement (SCHL).

7. Dans le cas des taux de vente des régions métropolitaines de recensement (RMR) québécoises, le taux de vente de 2001 est aussi utilisé pour le taux de vente de l'année 1996. Ceci est dû au fait que certaines données nécessaires dans le calcul du taux de vente de 1996 n'ont pu être obtenues avant l'écriture de cet acte.

8. Dans le cas de la région de Gatineau, les résultats sont pour la RMR d'Ottawa-Gatineau dans son ensemble.

9. Moyenne des données de taux d'achat de 1996, 2001 et 2006.

pendant cette période où la taille des ménages s'agrandit (conjoint, enfants) et où la mobilité des ménages est plus grande. Ces changements peuvent faire en sorte qu'un ménage vende son logement actuel pour en acquérir un autre. Dépassé la quarantaine, jusqu'à 70 ans environ, les taux de vente diminuent légèrement. Cette baisse reflète possiblement une période plus stable au sein de l'existence du ménage (taille du ménage, situation sur le marché du travail, retraite, etc.). Ce n'est donc qu'après 75 ans seulement que le taux de vente atteint un sommet chez les ménages canadiens et québécois.

Comme pour le taux d'achat, le taux de vente québécois est plus faible que celui que l'on obtient pour le Canada. Cette situation peut s'expliquer en partie par le fait que la proportion d'acheteurs est plus faible sur le territoire québécois[10]. En effet, étant donné que la proportion d'acheteurs est plus petite au Québec, la probabilité qu'un ménage vende une propriété s'en trouve aussi réduite. Ces résultats pour le Québec se généralisent d'ailleurs aux différentes RMR québécoises (voir la figure A2 en annexe).

Les données précédentes indiquent donc que le taux d'achat est généralement supérieur au taux de vente pour tous les groupes d'âge jusqu'à 70 ans environ. Entre 70-74 ans, le taux d'achat et de vente sont pratiquement identiques, résultat qui est cohérent avec la stabilité du taux de propriété observé pour les Canadiens se retrouvant dans ce groupe d'âge. Ce n'est donc qu'après 75 ans que les Canadiens deviennent plus du type vendeurs qu'acheteurs sur le marché de l'habitation.

Maintenant que les taux d'achat et de vente par groupe d'âge ont été calculés, il est maintenant possible d'utiliser ces taux sur les projections de ménages par groupe d'âge afin de savoir si d'ici les prochaines années, le nombre de vendeurs pourrait surpasser le nombre d'acheteurs sur le marché immobilier. Cependant, avant de compléter l'exercice, il serait judicieux de vérifier préalablement si les taux trouvés reflètent adéquatement la réalité, ce qui est fait à la prochaine section.

VALIDITÉ DES TAUX

De la section précédente, une moyenne du taux d'achat des années 1996, 2001 et 2006 a été calculée. De plus, ces trois recensements canadiens nous donnent aussi le nombre de ménages par groupe d'âge. À partir de ces informations, il est possible de calculer le nombre d'acheteurs et de vendeurs pour ces trois années[11].

Selon la méthodologie utilisée, les transactions immobilières effectuées par les acheteurs peuvent avoir été effectuées autant sur le marché du neuf que sur celui de la revente. Toutefois, pour les ventes, les ménages ne peuvent opérer que sur le marché de la revente, les logements neufs étant vendus par des entrepreneurs. Par conséquent, la différence entre le nombre d'acheteurs et de vendeurs devrait représenter approximativement le marché du neuf, ou en d'autres mots, les mises en chantier[12].

En moyenne annuelle, les mises en chantier de 1996 à 2006 au Canada se sont chiffrées à environ 169 000 unités. Selon le modèle, la différence entre le nombre d'acheteurs et de vendeurs au Canada pendant la même période (moyenne des années 1996, 2001 et 2006) s'est chiffrée à 196 000, ce qui représente un écart de 14 %. À l'exception de quelques RMR québécoises, l'écart entre les mises en chantier et la différence acheteurs/vendeurs sont aussi raisonnables[13]. Sachant que les taux décrivent bien la réalité, il est maintenant possible de découvrir si le nombre de vendeurs deviendra supérieur au nombre d'acheteurs au cours des prochaines années.

---

10. Le nombre de propriétés dans lequel vivra un ménage au cours de sa vie peut aussi varier entre chaque région canadienne, ce qui pourrait aussi expliquer en partie les différents taux de vente observés entre le Québec et le Canada. Malheureusement, à notre connaissance, aucune donnée précise n'est disponible à ce sujet.

11. Par exemple, pour connaître le nombre d'acheteurs entre 25-29 ans en 2006, il faut multiplier le taux d'achat des 25-29 ans en 2006 par le nombre de ménages de 25-29 ans en 2006.

12. Plus précisément, les mises en chantier qui ne sont pas destinées au marché locatif et coopératif (à l'exception des petits immeubles tels des triplex).

13. Ces RMR sont Sherbrooke, Trois-Rivières et Saguenay. Les raisons de ces écarts plus importants demeurent à explorer, en particulier le fait que ceux-ci surviennent dans des centres de plus petite taille.

LE NOMBRE D'ACHETEURS ET DE VENDEURS D'ICI 2030

Au Canada, le nombre d'acheteurs surpassera toujours le nombre de vendeurs d'ici 2030, comme le démontrent les résultats du tableau 1. La situation est similaire au Québec et dans la majorité des RMR québécoises[14]. Toutefois, bien que le nombre d'acheteurs dépasse le nombre de vendeurs, l'écart dans le temps diminue beaucoup plus rapidement au Québec qu'au Canada. Ceci s'explique par la proportion plus importante de personnes âgées que connaîtra le Québec au cours des 20 prochaines années. De tous les centres présents au tableau 1, seule la RMR de Saguenay devrait obtenir un nombre de vendeurs relativement équivalent au nombre d'acheteurs d'ici 2030[15]. Selon les plus récentes projections démographiques, la formation nette de ménages dans cette RMR devrait aussi être négative vers 2025, ce qui vient appuyer le précédent résultat.

Il convient toutefois de rappeler que le modèle actuel est statique, et que le comportement des ménages pourrait être appelé à se modifier dans un marché immobilier en transformation. En plus de ce dernier point, une panoplie de facteurs pourrait venir modifier les derniers résultats, ce dont traite la prochaine section.

REGARD SUR LES HYPOTHÈSES ET AVENUES DE RECHERCHE

Il était mentionné auparavant que les taux utilisés étaient une moyenne des années 1996, 2001 et 2006 dans le but de contrôler l'impact possible des cycles économiques. Dans le contexte canadien, la figure 3 illustre que les taux d'achat sont en effet sensibles aux différentes conditions économiques. De 1996 à 2006, la diminution des taux d'intérêt et la croissance économique ont permis aux taux d'achat d'augmenter, en particulier chez les jeunes ménages. Cette hausse des taux d'achat s'est aussi produite au Québec et dans les centres urbains québécois. Les taux de vente ont aussi été influencés par les cycles économiques (voir la figure 4). La proportion plus importante d'achats s'est traduite par une plus grande proportion de ventes sur le marché, en particulier chez les ménages plus jeunes. Tout comme pour les taux d'achat, les taux de vente des personnes âgées (75 ans et plus) n'ont pas varié considérablement entre 1996 et 2006. Cela semble indiquer que les facteurs qui incitent les personnes âgées à se départir de leur domicile sont relativement moins d'ordre économique.

Tableau 1 **Moyenne annuelle : projection des écarts entre le nombre d'acheteurs et de vendeurs, moyenne annuelle, 2006-2030**

	2006-2010	2011-2015	2016-2020	2021-2025	2026-2030
Canada	228 100	236 200	238 500	232 900	224 000
Québec	33 700	32 500	30 600	26 400	21 000
RMR de Montréal	13 200	12 900	12 400	11 400	9 800
RMR de Québec	3 100	2 900	2 700	2 200	1 700
RMR de Sherbrooke	900	900	900	700	600
RMR de Trois-Rivières	600	500	500	400	300
RMR de Saguenay	400	400	300	200	0
RMR d'Ottawa-Gatineau*	1 700	1 700	1 600	1 400	1 200

* Partie québécoise de la RMR d'Ottawa-Gatineau.

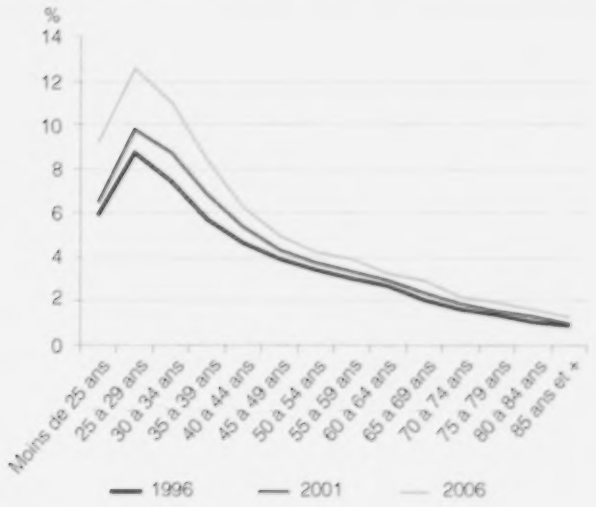
Sources : Statistique Canada, *Recensements* et *Enquête sur les dépenses des ménages*.
Institut de la statistique du Québec, *Perspectives démographiques du Québec et des régions, 2006-2056* et SCHL.

Compilation : Société canadienne d'hypothèques et de logement (SCHL).

14. Dans le cas de la RMR d'Ottawa-Gatineau, les taux d'achat et de vente ne sont appliqués qu'aux projections démographiques de la partie québécoise de la RMR.

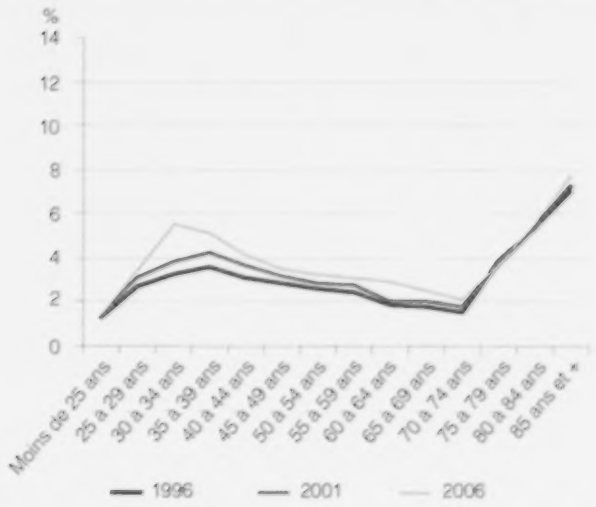
15. En moyenne annuelle de 2026 à 2030, l'écart entre le nombre d'acheteurs et de vendeurs pour la RMR de Saguenay oscille autour de zéro. Toutefois, selon nos calculs, à partir de 2030, le nombre de vendeurs surpassera le nombre d'acheteurs.

Figure 3 Taux d'achat au Canada selon la période



Source : Statistique Canada, *Recensements* et *Enquête sur les dépenses des ménages*.
Compilation : Société canadienne d'hypothèques et de logement (SCHL).

Figure 4 Taux de vente au Canada selon la période



Source : Statistique Canada, *Recensements* et *Enquête sur les dépenses des ménages*.
Compilation : Société canadienne d'hypothèques et de logement (SCHL).

Dans le cadre de cette étude, les taux d'achat décrits sont pour l'ensemble des ménages, sans distinction qu'ils soient immigrants ou non[16]. Toutefois, dans certains centres urbains québécois, d'ici 15 ou 20 ans, l'immigration pourrait devenir un facteur important de la croissance de ménages, en particulier de jeunes ménages. L'immigration pourrait donc influencer les résultats précédents, dans la mesure où les taux d'achat des immigrants peuvent être différents de ceux de la population née au Canada. Afin d'avoir une meilleure mesure de ce phénomène, il devient aussi nécessaire de capter l'évolution du taux d'achat des immigrants en fonction du nombre d'années qu'ils ont passées dans le pays d'accueil. C'est l'une des questions que nous désirons approfondir à moyen terme.

Les résultats démontrent aussi que le nombre d'acheteurs demeurera supérieur au nombre de vendeurs dans la majorité des secteurs géographiques, mais la méthodologie utilisée ne distingue pas entre les différentes catégories de logements (maison individuelle, maison jumelée, maison en rangée, appartement en copropriété, etc.). Il est toujours possible pour une catégorie de logements donnés que l'offre surpasse la demande, et ce, même si tous types de logements confondus, les achats sont supérieurs aux ventes. En d'autres mots, même s'il y a plus d'acheteurs sur le marché, voudront-ils se procurer ce qui est offert? C'est l'une des questions les plus importantes à laquelle il faudra répondre au cours des prochaines étapes.

Une grande variable qui demeure inconnue du présent modèle est de savoir comment réagiront les *baby-boomers* sur le marché immobilier une fois arrivée l'âge de la retraite et surtout lorsqu'ils atteindront les 75 ans. Avec une espérance de vie, des revenus à la retraite et des services de santé possiblement différents de ceux qu'ont connus les générations précédentes, voudront-ils demeurer le plus longtemps possible dans leurs propriétés, ou bien les vendre pour aller vivre dans un autre type d'habitation? Leurs décisions auront sans aucun doute un impact majeur sur le marché immobilier canadien, en particulier celui du Québec.

16. Ménage immigrant : ménage dont le soutien principal est immigrant.

CONCLUSION

Ce document estime le nombre d'acheteurs et de vendeurs de logements au cours des 20 prochaines années pour plusieurs centres urbains. Cela permet d'identifier les centres qui pourraient être confrontés à moyen ou long terme à une situation où le nombre de propriétés à vendre surpasse le nombre d'acheteurs. Ces résultats laissent aussi entrevoir que les changements démographiques engendreront sur le marché de l'habitation, comme sur plusieurs autres marchés d'ailleurs, d'importantes transformations au cours des prochaines années. Certains de ces changements semblent déjà être en marche, comme le démontre la popularité grandissante de la copropriété parmi certains groupes d'âge avancé.

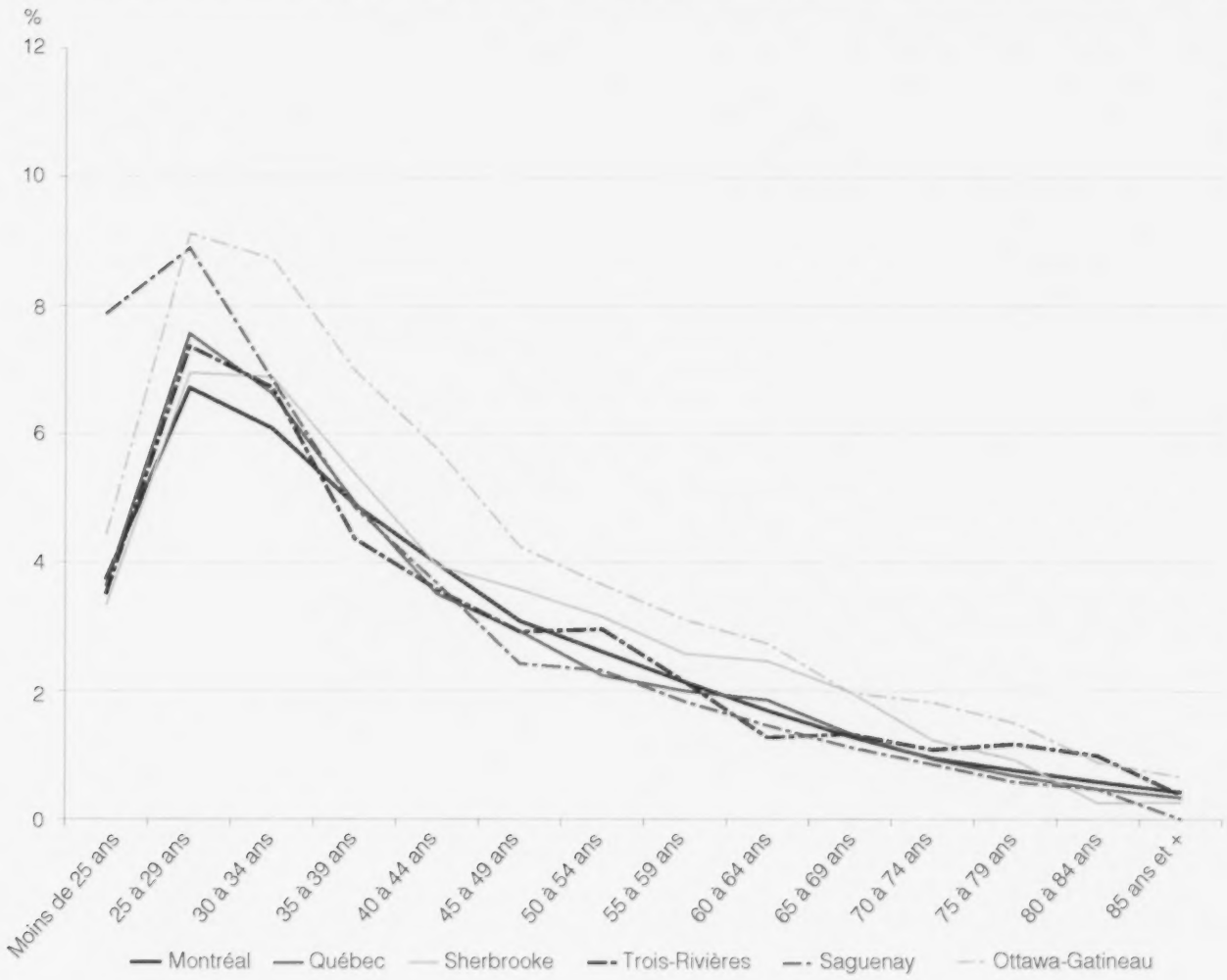
Des raffinements à la méthodologie utilisée dans cette présente recherche devront donc être effectués afin d'examiner les multiples facettes et impacts du vieillissement de la population sur le marché de l'habitation canadien et québécois.

RÉFÉRENCE

MYERS, Dowell et SungHo RYU (2007). « Aging Baby Boomers and the Generational Housing Bubble: Foresight and Mitigation of an Epic Transition », *Journal of the American Planning Association*, vol 74, n° 1, p.17-33.

ANNEXE

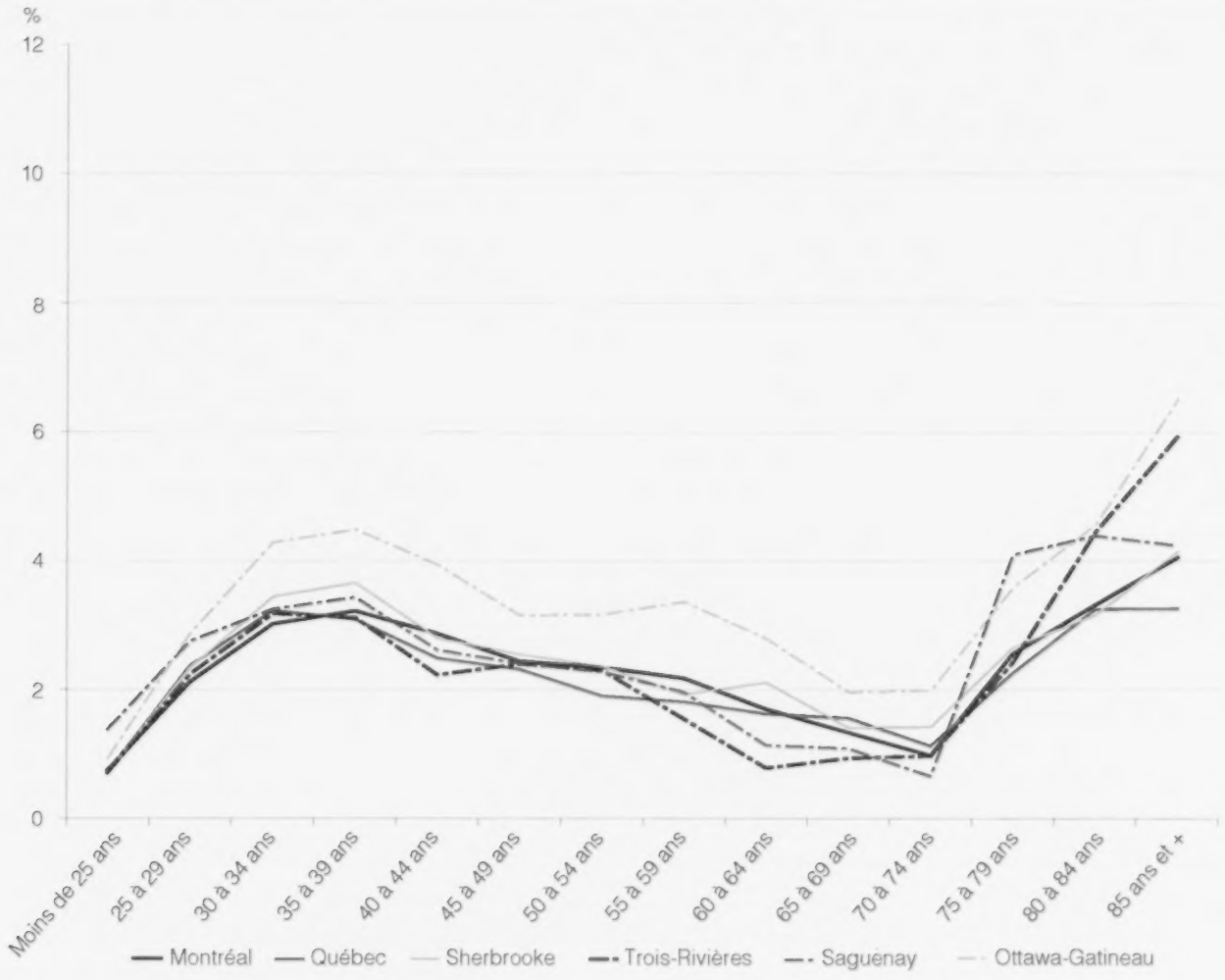
Figure A1 Taux d'achat[1] dans les régions métropolitaines de recensement (RMR) du Québec[2]



1. Moyenne des années 1996, 2001 et 2006.
2. À l'exception de la RMR d'Ottawa-Gatineau, dont une partie se situe en Ontario.

Source : Statistique Canada, *Recensements* et *Enquête sur les dépenses des ménages*.
Compilation : Société canadienne d'hypothèques et de logement (SCHL).

Figure A2 Taux de vente[1] dans les régions métropolitaines de recensement (RMR) du Québec[2]



1. Moyenne des années 1996, 2001 et 2006.
2. À l'exception de la RMR d'Ottawa-Gatineau, dont une partie se situe en Ontario.
Source : Statistique Canada, *Recensements* et *Enquête sur les dépenses des ménages*.
Compilation : Société canadienne d'hypothèques et de logement (SCHL).

LE PROFIL MIGRATOIRE DES AÎNÉS SUR LE TERRITOIRE QUÉBÉCOIS AU COURS DE LA PÉRIODE 2006-2011

Jean-François Lachance et Frédéric F. Payeur[1]
Institut de la statistique du Québec

À l'instar des autres phénomènes démographiques, la migration interne est fortement liée à l'âge. Bien que les Québécois de 65 ans et plus forment le groupe le moins susceptible de déménager vers une autre région, l'examen approfondi de la dynamique migratoire des aînés révèle des disparités notables entre les différents âges de la vieillesse et entre les réalités régionales. Chez les aînés comme chez les plus jeunes, la migration de proximité reste prépondérante. Les personnes âgées de 55 à 64 ans se démarquent par une migration liée au départ à la retraite, à destination notamment des régions de villégiature, tandis que celles âgées de 65 à 74 ans sont les moins mobiles d'entre toutes. Les aînés de 75 ans et plus affichent un regain de mobilité résidentielle, mais vers les plus proches destinations uniquement. À moyen et long terme, la migration des aînés et des jeunes retraités est susceptible d'accentuer ou de ralentir légèrement le vieillissement de certaines régions du Québec. Inversement, les changements dans la structure par âge des populations régionales devraient modifier à eux seuls les soldes migratoires des régions.

La migration interne des aînés[2] est un phénomène peu étudié dans la littérature démographique, y compris celle portant sur des données québécoises. Dans la présente étude, l'examen des flux migratoires permet dans un premier temps de dégager le profil par âge général de la migration interne au Québec selon diverses échelles géographiques. La section suivante distingue les zones qui semblent attirer les aînés de celles qui, au contraire, peinent à les retenir. Les différences constatées entre les groupes d'âge sont ensuite approfondies en fonction des principales destinations choisies par les sortants de Montréal et de Québec. Enfin, l'influence des migrations internes sur le vieillissement attendu dans les régions est examinée, tout comme l'effet potentiel du vieillissement sur le bilan migratoire des régions.

1. Les auteurs adressent leurs remerciements à Pierre Blais, du ministère des Affaires municipales, des Régions et de l'Occupation du territoire, ainsi qu'à Chantal Girard et Dominique André, de l'Institut de la statistique du Québec, pour leurs judicieux commentaires.

2. Par convention, sont considérés ici comme « aînés » l'ensemble des personnes de 65 ans et plus. On désignera également par le terme « jeunes retraités » le groupe des 55-64 ans, bien que cette expression ne reflète pas nécessairement le statut de l'ensemble de la population concernée.

SOURCE DE DONNÉES ET MÉTHODOLOGIE

Plusieurs sources permettent d'estimer les mouvements migratoires de la population québécoise : le recensement, les estimations de population ou encore le recours à des fichiers administratifs. Depuis plusieurs années, l'Institut de la statistique du Québec (ISQ) exploite les données du Fichier d'inscription des personnes assurées (FIPA) de la Régie de l'assurance maladie du Québec (RAMQ) pour produire des données annuelles de migration interrégionale. Cette source de données est non seulement exhaustive (d'année en année, l'écart entre le nombre de fiches valides du FIPA et les estimations de population de Statistique Canada est de moins de 1 %), mais présente également l'avantage d'inclure les résidents de ménages collectifs, contrairement aux données migratoires issues du recensement qui ne comprennent que la population vivant en ménages privés. De plus, les migrations des personnes de tout âge sont directement disponibles dans les données du FIPA, alors que celles des estimations de Statistique Canada, produites à partir de données fiscales, requièrent certaines formes de modélisation. Finalement, les données du FIPA transmises annuellement à l'ISQ sont les plus actuelles possible, puisque l'information sur les personnes assurées (admissibilité et lieu de résidence) est constamment tenue à jour par la RAMQ.

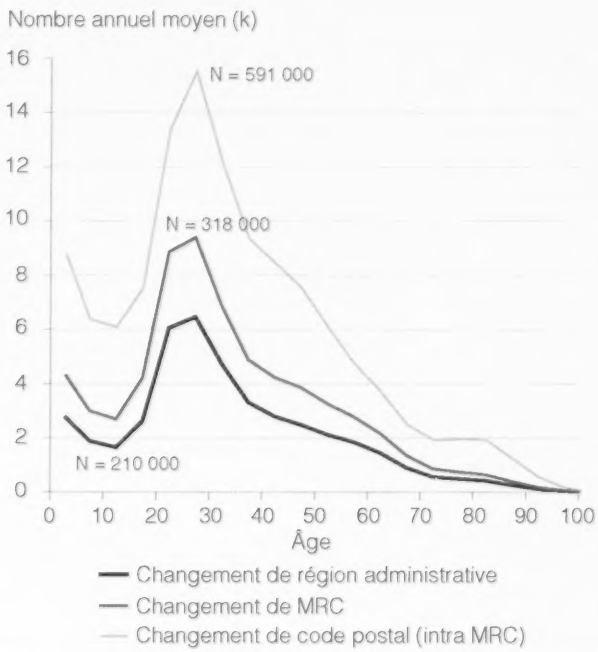
Les migrants sont identifiés en comparant le code postal d'une année avec celui de l'année précédente. L'utilisation du code postal permet l'agrégation des données selon les échelles géographiques les plus courantes : régions administratives, municipalités régionales de comté (MRC), régions sociosanitaires, territoires de CLSC, et ainsi de suite. Dans le cadre de cette étude, les données seront principalement analysées à l'échelle des MRC et territoires équivalents (TE). Elles couvrent des périodes annuelles allant du 1er juillet au 30 juin de l'année suivante. Afin de mettre l'accent sur les tendances migratoires générales, le présent document s'appuie sur les moyennes des migrations des cinq dernières années disponibles, soit de 2006-2007 à 2010-2011, réduisant ainsi les fluctuations ponctuelles.

Étant donné que les taux de mortalité dans les groupes d'âge à l'étude sont non négligeables, les taux de migration présentés ici ont été calculés en rapportant les migrants à la population survivante à la fin de chaque année. Ce choix a été fait, car seules les personnes dont la fiche FIPA est valide voient leurs codes postaux de résidence comparés d'une année à l'autre, excluant ainsi les personnes décédées au cours de la dernière année.

LE PROFIL PAR ÂGE DE LA MIGRATION INTERNE

Un premier regard sur le nombre de migrants observés en fonction de l'âge (figure 1) permet de constater que les aînés sont assez peu représentés parmi les migrants internes du Québec. Après le sommet atteint chez les 25-29 ans, le nombre de migrants décline de façon quasi régulière en fonction de l'âge. C'est ainsi qu'entre 2006 et 2011, seuls 6 % des 210 000 changements annuels de région administrative ou des 318 000 changements de MRC ont été le fait des personnes de 65 ans et plus, tandis que ce groupe représentait plus de 15 % de la population totale. Leur poids dans la migration de proximité est un peu

Figure 1 **Nombre de migrants selon le groupe d'âge pour divers niveaux géographiques, Québec, 2006-2011**



Source : Régie de l'assurance-maladie du Québec, Fichier d'inscription des personnes assurées (FIPA).

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

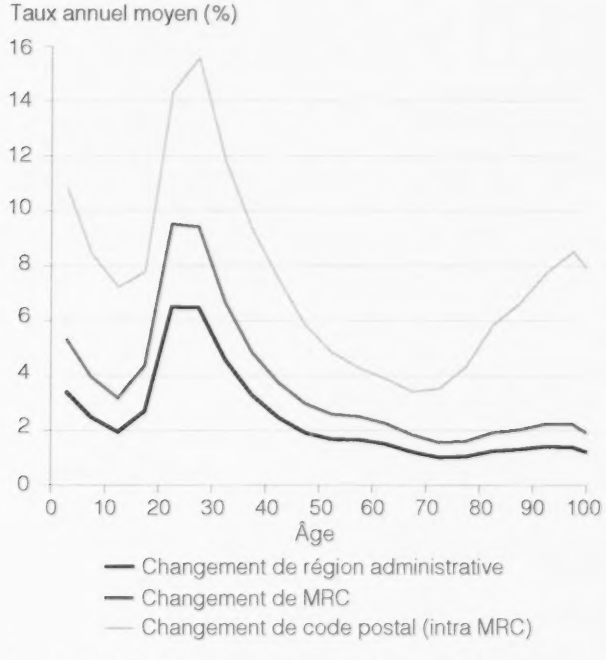
plus élevé avec plus de 8 % des changements de code postal intra-MRC[3]. À cette échelle, on note une certaine stabilité dans le nombre de migrants entre 70 et 85 ans.

Lorsque l'on observe ces mêmes migrations en termes relatifs, soit en les rapportant au total des personnes du groupe d'âge concerné, le profil par âge qui en ressort est quelque peu différent. Les taux de migration annuels présentés à la figure 2 illustrent une hausse de la propension à migrer aux âges les plus avancés non décelés précédemment, particulièrement pour la migration de proximité. Entre 70 et 100 ans, cette dernière s'accroît même par un facteur de 2,5. À ces âges, on peut supposer que ce sont principalement les besoins changeants en matière de logement et d'accès aux soins, eux-mêmes liés à une perte d'autonomie progressive, qui entraînent une augmentation de la mobilité résidentielle.

Avant de poursuivre plus loin l'analyse, la question d'une éventuelle différenciation selon le sexe du comportement migratoire se pose. À ce propos, la figure 3 présente la probabilité de changer de code postal selon l'âge et le sexe en 2010-2011, l'année d'observation la plus récente.

Bien qu'on y observe un profil par âge un peu plus hâtif chez les femmes et un sommet de mobilité légèrement plus élevé dans la vingtaine, le profil général est très semblable. Il est même pratiquement identique entre 55 et 75 ans, âges où se trouve une large majorité des individus composant notre corpus d'intérêt. Ceci n'exclut pas que certaines dynamiques migratoires régionales particulières puissent être significativement différentes entre hommes et femmes, mais par souci de concision, la suite de l'analyse sera effectuée pour les deux sexes réunis.

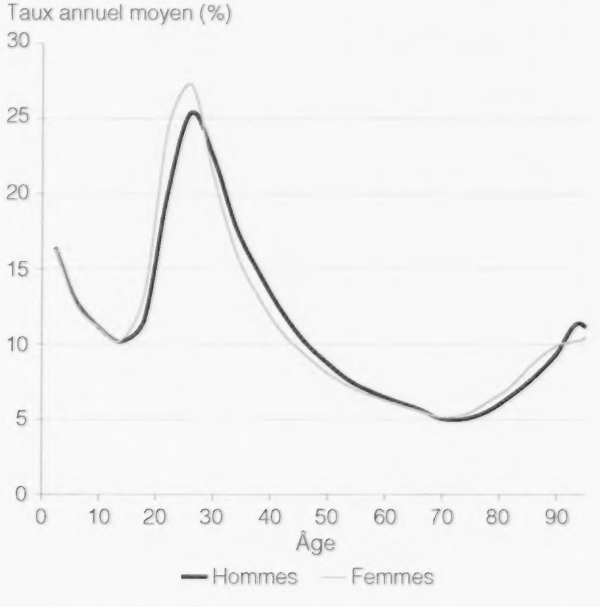
Figure 2 Taux de migration selon le groupe d'âge pour divers niveaux géographiques, Québec, 2006-2011



Source : Régie de l'assurance-maladie du Québec, Fichier d'inscription des personnes assurées (FIPA).

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

Figure 3 Taux de migration (changement de code postal) selon le groupe d'âge et le sexe, Québec, 2010-2011



Source : Régie de l'assurance-maladie du Québec, Fichier d'inscription des personnes assurées (FIPA).

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

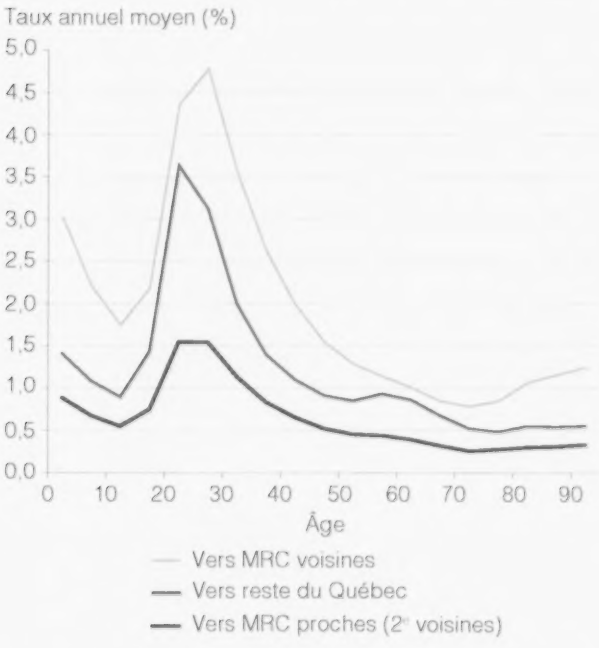
3. Il s'agit du nombre de changements de code postal enregistrés par le FIPA. Il est possible qu'une petite fraction de ces changements soit issue d'une réattribution de codes postaux, sans qu'il y ait eu déménagements. A contrario, certains déménagements peuvent se produire à l'intérieur d'un même code postal et ne sont donc pas captés ici.

PARTIR AU LOIN OU RESTER PROCHE?

Les différences de profil par âge observées entre les diverses échelles géographiques présentées à la figure 2 incitent à se pencher sur d'éventuelles distinctions qui pourraient s'opérer dans la migration inter-MRC en fonction de la distance. La figure 4 ventile le taux de migration entre MRC en trois catégories : la migration vers les MRC voisines, celle vers les MRC proches (deuxièmes voisines) et celle vers le reste du Québec, cette dernière regroupant donc des migrations de plus longue distance.

La propension à migrer vers les MRC voisines est la plus fréquente dans tous les groupes d'âge. À l'image de la migration intra-MRC, elle connaît une augmentation après 75 ans. La migration vers les MRC proches, mais non limitrophes, est plus faible que celle vers le reste du Québec, cette dernière catégorie regroupant un plus grand nombre de destinations potentielles. Aucune de ces deux catégories de moindre proximité n'affiche de réelle hausse de mobilité après 75 ans, mais celle qui regroupe les MRC de destination les plus éloignées exhibe un profil particulier aux âges de la retraite, entre 55 et 65 ans. On remarque en effet que le taux de migration vers le reste du Québec s'élève de manière significative à ces âges, ce qui correspond à un profil déjà observé par d'autres auteurs (Rogers et coll., 1978; Liaw et Nagnur, 1985; Raymer et Rogers, 2006). Cette « bosse de la retraite » (*retirement peak*) n'est cependant pas observée dans toutes les MRC de départ : elle se limite aux régions les plus urbanisées (Montréal et sa banlieue, Québec, Gatineau) ainsi qu'aux régions très éloignées (Caniapiscau, Jamésie, Manicouagan). Elle reste néanmoins perceptible dans la moyenne québécoise présentée à la figure 4.

Figure 4 Taux de migration vers trois catégories de MRC regroupées selon la distance, par groupe d'âge, Québec, 2006-2011



Source : Régie de l'assurance-maladie du Québec, Fichier d'inscription des personnes assurées (FIPA).

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

ATTRACTION ET RÉTENTION PAR MRC ET PAR GROUPE D'ÂGE

Comme les aînés ne constituent pas un bloc homogène, la suite de l'analyse porte sur trois groupes d'âge principaux : les 55-64 ans, les 65-74 ans et les 75 ans et plus. Les comportements migratoires des 65-74 ans et ceux des personnes ayant 75 ans ou plus présentent suffisamment de différences pour mériter une analyse distincte. Il semble pertinent d'inclure également les profils migratoires des 55-64 ans, qui, sans faire partie intégrante du groupe des aînés, recèlent dans leur effectif une grande proportion de jeunes retraités ou de personnes se préparant à prendre leur retraite.

Les figures A1 à A3 (en annexe) montrent les taux nets de migration interne par MRC pour les trois groupes d'âge choisis. Le taux net s'obtient en divisant le solde migratoire (soit le nombre d'entrants moins le nombre de sortants) par la population du groupe d'âge concerné[4].

La figure A1 montre que de 2006 à 2011, les déplacements des 55-64 ans tendent à favoriser les zones de villégiature. Dans 32 MRC sur 104, le taux net de migration interne des 55-64 ans est supérieur à 1 %, ce qui signifie que la population de ce groupe d'âge y augmente d'un pourcentage correspondant, et ce, uniquement à cause

4. Comme ils sont le résultat de flux opposés (entrées et sorties) qui peuvent s'annuler, les soldes et les taux nets doivent être interprétés avec prudence. Ils ne renseignent pas sur l'intensité des flux à chaque âge.

de la migration interne (c'est-à-dire sans tenir compte des autres événements démographiques qui font aussi fluctuer cette population, tels les décès et les migrations vers l'extérieur du Québec). Sur la rive nord du Saint-Laurent, plusieurs de ces MRC forment un bloc comprenant presque toutes les Laurentides et Lanaudière en plus d'une part non négligeable de l'Outaouais, de la Mauricie et de la Capitale-Nationale. Sur la rive sud du fleuve, plusieurs MRC à proximité de Québec ou Sherbrooke font également partie de ce groupe. Au contraire, Montréal montre un taux net inférieur à – 1 %, tout comme plusieurs zones du Grand Nord. Ce pourcentage équivaut à celui de la baisse de la population de 55-64 ans due au seul fait de la migration interne.

Les 65-74 ans, qui ont déjà été identifiés comme étant le groupe d'âge le moins mobile d'entre tous, font l'objet de la figure A2. Les migrations sont moins nombreuses à ces âges et les différences entre les nombres d'entrants et de sortants sont moins fortes : dans 80 MRC, le taux net de migration interne se situe entre –0,6 et 0,6 %, et on ne compte en 2006-2011 que quatre MRC avec de forts taux nets (au-dessus de 1 %) dans cette tranche d'âge : Joliette (Lanaudière), Mirabel et La Rivière-du-Nord (Laurentides) et La Haute-Yamaska (Montérégie). À l'opposé, les six MRC subissant les plus fortes pertes à ces âges sont soit à proximité d'un grand centre urbain, que ce soit Saguenay, Sherbrooke ou Québec, soit situées dans le Grand Nord québécois.

La figure A3 montre qu'une partie des MRC de villégiature, qui présentaient des taux nets de migration très forts chez les jeunes retraités, peinent à retenir la population très âgée. Ce constat s'applique en particulier au nord du fleuve, de l'Outaouais à la Mauricie, mais également dans Chaudière-Appalaches. À l'inverse, six MRC, situées assez près de Montréal, apparaissent attractives aux 75 ans et plus : Joliette, Les Moulins, L'Assomption dans Lanaudière, Thérèse-De Blainville dans les Laurentides ainsi que Marguerite-d'Youville et Rouville en Montérégie.

TYPOLOGIE DES MRC SELON LES PRÉFÉRENCES MIGRATOIRES DES AÎNÉS

La typologie par MRC a été établie en tenant compte de leur potentiel d'attraction par rapport aux jeunes retraités (les 55-64 ans) et aux grands aînés (75 ans et plus). Comme les 65-74 ans ont moins tendance à changer de région que les groupes d'âge voisins, peu de MRC auraient vu leur classification par cas-type être affectée par les déplacements des membres de ce groupe d'âge. Par contre, les déplacements des 55-64 ans, qui ont une influence sur les déplacements des futurs aînés (en augmentant leur nombre dans les zones de villégiature), ont été retenus.

Seules les MRC dont le taux net de migration interne dépassait 1 % ou se situait sous – 1 % dans au moins un de ces deux groupes d'âge ont été retenues et catégorisées. Pour les deux groupes d'âge, chaque MRC peut donc se catégoriser comme positive (1 % et plus), négative (– 1 % et moins) ou neutre, pour un total de neuf combinaisons possibles. Il ne sera pas fait mention des 57 MRC neutres pour les deux groupes d'âge. De plus, aucune MRC ne combine fortes pertes chez les jeunes retraités et forts gains chez les grands aînés. Il reste donc sept combinaisons. Le tableau 1 et la figure A4 montrent comment les 47 MRC restantes s'y répartissent (les deux MRC se trouvant seules dans leur catégorie ont été regroupées avec une catégorie analogue, ce qui donne cinq cas-types).

MRC qui gagnent des grands aînés

Les six MRC appartenant à ce groupe sont les seules au Québec à enregistrer des gains migratoires importants chez les 75 ans et plus. La MRC de Joliette se distingue en étant la seule MRC pour laquelle le taux net de migration est supérieur à 1 % aussi chez les 55-64 ans. Les cinq autres MRC sont près de Montréal et forment un demi-cercle qui s'étend de part et d'autre du fleuve, de Thérèse-De Blainville à Rouville.

Tableau 1 Typologie de 47 MRC selon les taux nets de migration des 55-64 ans et des 75 ans et plus

Cas-type	Symbole sur la carte	N	Taux net de migration (%)	
			55-64 ans	75 ans et plus
A MRC qui gagnent des grands aînés	■	1	≥ 1	≥ 1
		5	≈ 0	≥ 1
B MRC qui gagnent des jeunes retraités	●	22	≥ 1	≈ 0
C MRC qui gagnent des jeunes retraités mais perdent des grands aînés	◆	9	≥ 1	≤ −1
D MRC qui perdent des grands aînés	▲	5	≈ 0	≤ −1
E MRC qui perdent des jeunes retraités	▼	4	≤ −1	≈ 0
		1	≤ −1	≤ −1

Source : Régie de l'assurance-maladie du Québec, Fichier d'inscription des personnes assurées (FIPA).
Compilation : Institut de la statistique du Québec.

MRC qui gagnent des jeunes retraités

Les MRC appartenant à cette catégorie sont au nombre de 22. Leur point commun est l'attrait qu'elles exercent sur les personnes de 55-64 ans (taux net de migration interne de plus de 1 %). Cet attrait ne s'exerce pas sur les 75 ans et plus, mais les effectifs de ce groupe d'âge ne subissent ni pertes ni gains significatifs. Ces MRC, dont plusieurs sont situées juste au-delà des banlieues des grands centres urbains, comprennent beaucoup de lieux de villégiature.

MRC qui gagnent des jeunes retraités mais perdent des grands aînés

Ces neuf MRC à prédominance rurale sont tout aussi attractives chez les 55-64 ans que les MRC du groupe B. Par contre, contrairement à ces dernières, la population des 75 ans et plus y diminue d'au moins 1 % annuellement du seul fait de la migration interne. Ces MRC sont généralement plus éloignées des grands centres urbains et des métropoles régionales que les MRC du groupe précédent.

MRC qui perdent des grands aînés

Ces cinq MRC ne font pas de gains ou de pertes significatives chez les 55-64 ans, mais tout comme les MRC du groupe C, la migration interne y fait diminuer la population âgée de 75 ans et plus d'au moins 1 % annuellement. Ces MRC ont comme point commun d'être situées à proximité d'un grand centre urbain (Trois-Rivières, Québec ou Saguenay), qui constitue la destination généralement choisie par les sortants âgés.

MRC qui perdent des jeunes retraités

Cette catégorie regroupe les cinq MRC accusant des pertes nettes supérieures à 1 % chez les 55-64 ans. Elle comprend trois MRC de la Côte-Nord et le TE de Jamésie; Montréal, qui alimente les MRC de villégiature environnantes, appartient également à ce groupe. Parmi ces cinq MRC, seule Caniapiscau subit des pertes nettes aussi chez les 75 ans et plus, tandis que les quatre autres ne font pas de pertes ou de gains significatifs chez les grands aînés.

ÉTUDE DE CAS : OÙ VONT LES SORTANTS DE MONTRÉAL ET DE QUÉBEC?

La richesse des données du FIPA de la RAMQ permet non seulement de dresser le bilan migratoire global des MRC et des régions administratives, elle offre également la possibilité d'examiner les destinations privilégiées par chacun des groupes d'âge, pour chacune des régions de départ. Bien que les possibilités de combinaisons origine/destination soient innombrables, la présente analyse se limitera à l'examen des principales destinations choisies par les sortants des TE de Montréal et de Québec[5], toujours en fonction de leur âge.

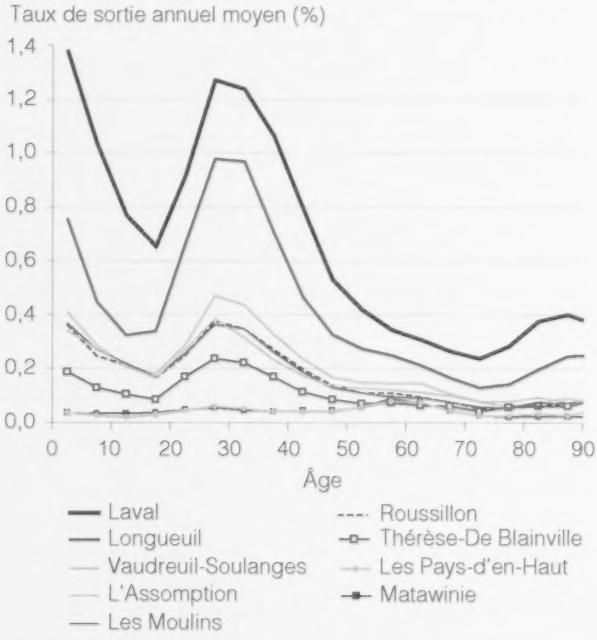
La figure 5 illustre les taux de sortie de la population montréalaise vers les neuf principales MRC de destination à partir de 55 ans, qui sont pour la plupart situées à proximité de la métropole. Les taux de sortie vers Laval et Longueuil sont les plus élevés et, à l'instar de ce qui a été observé pour la migration intra-MRC et celle vers les MRC voisines, ils augmentent après 75 ans. Les taux de sortie à destination de cinq MRC de la périphérie de Montréal se placent dans des valeurs moyennes et ils partagent sensiblement le même profil par âge. Plus faibles, les taux de sortie vers Les Pays-d'en-Haut et Matawinie atteignent un sommet entre 55 et 65 ans, mais l'échelle du graphique rend difficile la lecture du profil par âge de ces destinations plus marginales.

Pour mieux rendre compte d'un phénomène comme la migration vers les régions de villégiature à l'âge de la retraite, on peut exprimer ces mêmes données autrement, en calculant la part des sortants qu'accapare chaque destination. De manière à bien distinguer la popularité relative de certaines destinations à l'âge de la retraite, la figure 6 occulte les deux principales régions de destination des Montréalais (Laval et Longueuil) et met l'accent sur les MRC présentant un profil associé aux régions de villégiature.

On observe ainsi que certaines MRC comme Les Laurentides, Brome-Missisquoi et Memphrémagog atteignent un sommet de popularité relative à 55-64 ans, tout comme Les Pays-d'en-Haut et Matawinie. Toutes ces MRC se révèlent plus populaires chez les 55-64 ans que le TE de Québec, un territoire pourtant plus populeux et plus attractif chez les jeunes adultes et les 75 ans et plus.

En appliquant la même méthode aux données sur les sortants de Québec et en occultant les deux principales destinations (Lévis et La Jacques-Cartier), on obtient un tout autre groupe de destinations présentant la « bosse » de la retraite (figure 7). Il s'en dégage toutefois le même genre de caractéristiques. Les MRC de Portneuf, Lotbinière, Bellechasse, Les Appalaches, Montmagny et Charlevoix sont toutes des zones majoritairement rurales propices à la villégiature. L'île de Montréal, vers où se destinait 17 % des sortants de Québec à 15-24 ans, n'attire plus que 7 % des migrants à 55-64 ans, ce qui est moins que Portneuf,

Figure 5 **Taux de sortie vers les principales MRC de destination selon le groupe d'âge, TE de Montréal, 2006-2011**



Source : Régie de l'assurance-maladie du Québec, Fichier d'inscription des personnes assurées (FIPA).
Compilation : Institut de la statistique du Québec.

5. Le TE de Montréal est équivalant à la région administrative et à l'île de Montréal. Le TE de Québec inclut les villes de Québec, de L'Ancienne-Lorette et de Saint-Augustin-de-Desmaures, ainsi que la paroisse de Notre-Dame-des-Anges et la réserve de Wendake.

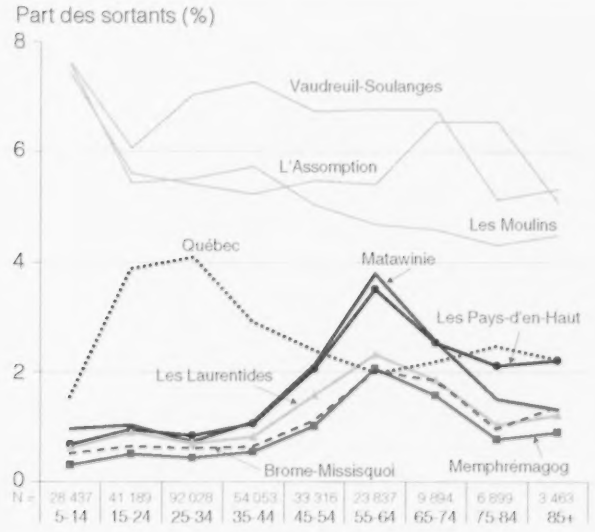
mais supérieur aux autres MRC dites de villégiature. Avec une assez forte popularité chez les 5-14 ans et les 35-44 ans, la Côte-de-Beaupré attire également les jeunes familles, mais c'est chez les 85 ans et plus qu'elle est le plus populaire. En fait, elle est la plus populaire de toutes les destinations à cet âge, en attirant 16 % des sortants du TE de Québec (hors échelle).

L'identification de ces quelques destinations populaires chez les jeunes retraités migrant hors des deux plus grands pôles urbains nécessite un zoom très rapproché sur les données et il convient de remarquer qu'il s'agit d'un phénomène somme toute marginal. Tel que décrit précédemment, le nombre total de migrations à ces âges reste largement moindre que durant la vingtaine. La migration de proximité demeure également prépondérante, tout comme celle vers Montréal dans le cas de Québec. Il faut toutefois rappeler que ces observations se limitent aux personnes ayant changé de lieu de résidence principal, ce qui peut exclure certaines personnes résidant fréquemment dans une résidence secondaire lors de la retraite. De plus, bien qu'ils puissent avoir un effet peu perceptible sur leurs régions d'origine, les sortants des grands centres peuvent avoir un impact non négligeable sur les régions de destination, beaucoup moins populeuses.

L'EFFET DES MIGRATIONS INTERNES SUR LE VIEILLISSEMENT DES RÉGIONS

Outre son effet direct sur les effectifs actuels, la migration interne entraîne également des conséquences à long terme sur le bilan démographique des régions. La migration d'un groupe d'âge se répercutera, par simple montée en âge, sur l'effectif des groupes d'âge suivants, qui à leur tour peuvent partir... ou revenir. L'effet cumulé de tous ces mouvements peut être estimé par un exercice de projection démographique simulant les probabilités

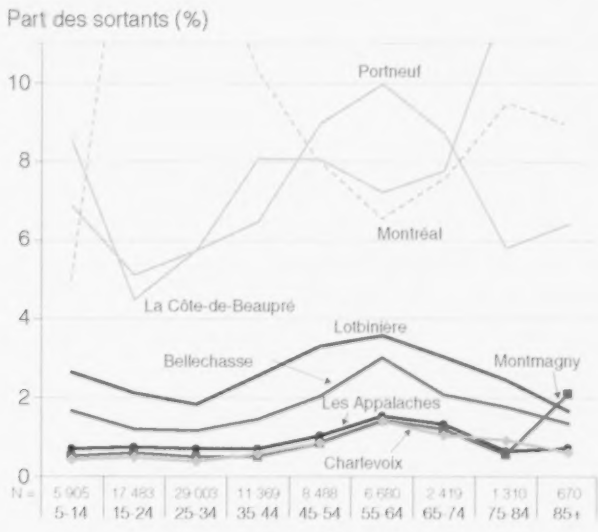
Figure 6 Part relative de certaines destinations parmi les sortants du TE de Montréal, selon le groupe d'âge, 2006-2011



Source : Régie de l'assurance-maladie du Québec, Fichier d'inscription des personnes assurées (FIPA).

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

Figure 7 Part relative de certaines destinations parmi les sortants du TE de Québec, selon le groupe d'âge, 2006-2011



Source : Régie de l'assurance-maladie du Québec, Fichier d'inscription des personnes assurées (FIPA).

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

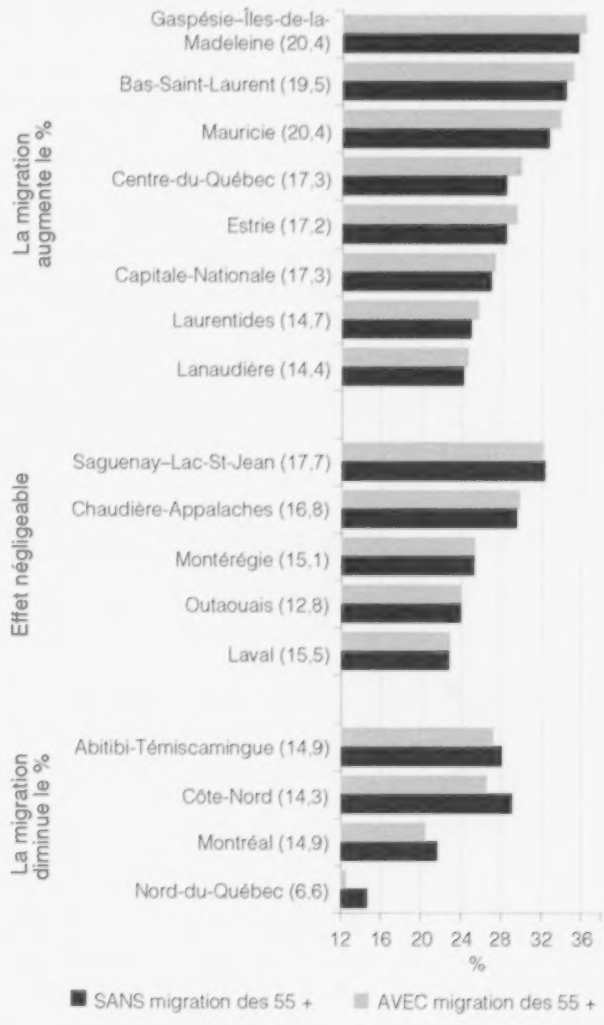
de migration entre chacune des MRC pour chacun des groupes d'âge. Pour distinguer l'effet net de la migration, on comparera les résultats d'un scénario projetant l'ensemble des phénomènes démographiques de la tendance 2006-2011 à ceux d'un scénario d'analyse éliminant toute migration chez les 55 ans et plus. Le modèle à la base de cette simulation est celui utilisé pour les projections officielles de l'ISQ (2009).

Selon cette approche, on constate que la migration interne des 55 ans et plus a le potentiel d'accélérer ou de ralentir légèrement le vieillissement de la structure par âge de certaines parties du territoire québécois, ici agrégé à l'échelle des 17 régions administratives. La comparaison des deux scénarios présentés à la figure 8 montre que la poursuite des comportements migratoires de 2006-2011 jusqu'en 2031 augmenterait sensiblement la part des personnes de 65 ans et plus parmi la population dans huit régions, elle aurait peu d'effet dans cinq régions, tandis qu'elle en diminuerait la part dans les quatre autres. Par exemple, le Centre-du-Québec compterait 30 % de personnes âgées en 2031 dans le scénario avec migration interne des 55 ans et plus, mais 28 % sans celle-ci. C'est la région où cette migration augmenterait le plus la part relative des aînés. À l'opposé, la proportion de 65 ans et plus de la Côte-Nord serait celle qui diminuerait le plus en raison de la migration interne des 55 ans et plus.

Bien qu'elle ait des effets plus contrastés à l'échelle des MRC (résultats non illustrés), la migration interne des 55 ans et plus ne modifie pas en profondeur le classement des régions administratives en fonction de leur vieillissement projeté. Cette migration permet encore moins d'empêcher la hausse généralisée de la part des aînés dans la population. En témoignent les niveaux de 2011 affichées entre parenthèses : ils sont tous plus faibles que ceux projetés pour 2031.

La comparaison de ces deux scénarios de projection donne une autre perspective lorsqu'on examine plutôt les effectifs absolus de 65 ans et plus obtenus en 2031. À la figure 9, on constate que le redéploiement de la population des 65 ans et plus sur le territoire québécois en raison de la migration interne touche principalement Montréal, qui pourrait subir une perte nette de 37 300 personnes de 65 ans et plus par cette seule composante. La Côte-Nord, l'Abitibi-Témiscamingue, le Nord-du-Québec et le Saguenay–Lac-Saint-Jean perdraient aussi un certain

Figure 8 Proportion de 65 ans et plus en 2031, avec ou sans migration des 55 ans et plus (projection)



Note : La proportion de 65 ans et plus en 2011 est présentée entre parenthèses.

Sources : Institut de la statistique du Québec, Registre des événements démographiques.
Statistique Canada, *Estimations démographiques*.
Régie de l'assurance-maladie du Québec, Fichier d'inscription des personnes assurées (FIPA).

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

nombre d'aînés par migration interne si les comportements de 2006-2011 se perpétuaient. La région des Laurentides serait celle qui au contraire en gagnerait le plus, suivie par quatre régions qui ne sont pas limitrophes à Montréal, soit le Centre-du-Québec, l'Estrie, la Mauricie et la Capitale-Nationale.

C'est donc dire que la redistribution de la population aînée ne se ferait pas uniquement au profit des plus proches voisines de Montréal, mais à plusieurs autres régions, pour la plupart situées au sud du Québec. Laval fait figure d'exception à ce constat, car malgré des gains aux âges les plus avancés, elle affiche des pertes notables autour de l'âge de la retraite. On notera au passage qu'il s'agit ici d'un jeu à somme nulle : le nombre de personnes de 65 ans et plus en 2031 est le même pour l'ensemble du Québec dans les deux scénarios utilisés pour cette analyse.

L'EFFET DU VIEILLISSEMENT SUR LA MIGRATION INTERNE

Si la migration interne peut avoir un effet sur le vieillissement des régions, la relation inverse existe également. Grâce à la seule évolution de leur structure par âge, certaines régions devraient voir leur bilan migratoire global fluctuer, même en l'absence de changement dans les comportements migratoires. Par exemple, dans les régions subissant habituellement des pertes migratoires chez les jeunes, un nombre moins élevé de jeunes entraîne un moins grand nombre de départs. De même, une augmentation de la population des aînés dans le reste du Québec entraîne une augmentation des entrées dans les régions qui enregistrent normalement des gains chez les personnes plus âgées. En gardant fixes les taux de migration par âge au niveau de 2006-2011 (comme le fait le scénario de projection tendanciel ayant servi à la section précédente), on constate effectivement que le solde migratoire de certaines régions pourrait évoluer de manière importante (figure 10). Au Bas-Saint-Laurent et au Saguenay–Lac-Saint-Jean, les soldes négatifs actuels deviendraient même positifs, un phénomène qui est d'ailleurs déjà en train de s'observer en Gaspésie–Îles-de-la-Madeleine. Une partie de l'amélioration récente du bilan migratoire de cette région (Lachance, 2012) est vraisemblablement due à cet effet structurel.

Figure 9 Effet estimé de la migration interne des 55 ans et plus sur l'effectif des 65 ans et plus en 2031 (projection)

Note : L'effet net de la migration interne des 55 et plus est estimé en soustrayant l'effectif régional des 65 et plus obtenu *sans* cette migration, de l'effectif obtenu ***avec*** cette migration.

Sources : Institut de la statistique du Québec, Registre des événements démographiques.
Statistique Canada, *Estimations démographiques*.
Régie de l'assurance-maladie du Québec, Fichier d'inscription des personnes assurées (FIPA).

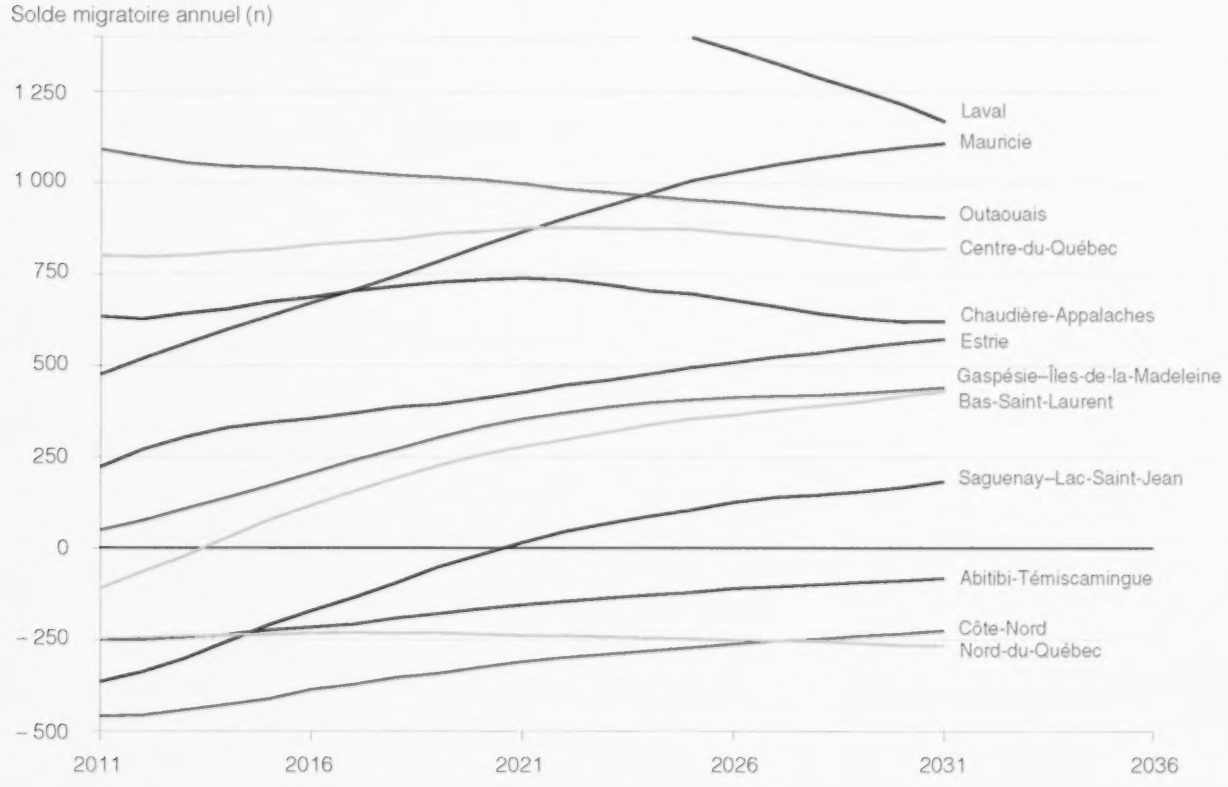
Compilation : Institut de la statistique du Québec.

Cette projection permet d'illustrer les conséquences possibles de la poursuite ininterrompue de la tendance 2006-2011, mais ne doit pas être interprétée comme la prévision d'un futur probable. En effet, il est vraisemblable que la propension à migrer d'une région à l'autre fluctue au cours des prochaines années, particulièrement à l'échelle des MRC. Une transformation de l'offre de services ou de logements destinés aux personnes âgées dans une MRC pourrait notamment réduire ou augmenter l'attractivité de celle-ci. D'autre part, l'évolution attendue de la composition ethnoculturelle de la population de Montréal pourrait entraîner une modification des migrations internes en provenance de cette région. À mesure que la part d'immigrants de première ou deuxième génération augmentera dans la population montréalaise (Malenfant et coll., 2010), il est fort probable que la propension de cette population à sortir hors de l'île se modifiera. Vu le rôle majeur de Montréal dans la dynamique migratoire des personnes de 55 ans et plus, une modification du comportement des Montréalais pourrait avoir des conséquences significatives sur les autres régions.

CONCLUSION

Pris globalement, les aînés représentent certes le groupe le moins mobile. De grandes nuances se révèlent cependant lorsqu'on y regarde de plus près. Chez les aînés comme chez les plus jeunes, la migration de proximité reste prépondérante. Les 55-64 ans se démarquent par

Figure 10 Solde migratoire interne projeté, 2011-2031, régions administratives choisies



Sources : Institut de la statistique du Québec, Registre des événements démographiques.
Statistique Canada, *Estimations démographiques*.
Régie de l'assurance-maladie du Québec, Fichier d'inscription des personnes assurées (FIPA).

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

une migration liée au départ à la retraite, à destination notamment des régions de villégiature. Bien qu'ils ne soient pas encore des aînés à proprement parler, les mouvements des jeunes retraités ont des conséquences sur l'effectif futur des personnes âgées, ainsi que sur leurs déplacements ultérieurs. Sans contredit, les 65-74 ans sont les moins mobiles d'entre tous. Les 75 ans et plus affichent un regain de mobilité résidentielle, mais vers les plus proches destinations uniquement.

Dans la dynamique des migrations inter-MRC, il importe de souligner l'importance de Montréal en raison de son influence sur sa zone métropolitaine et périphérique, mais également pour la redistribution de sa population sur l'ensemble du Québec.

À moyen et long terme, la migration des aînés et des jeunes retraités est susceptible d'accentuer ou de ralentir légèrement le vieillissement de certaines régions du Québec. Inversement, les changements dans la structure par âge des populations régionales devraient modifier à eux seuls les soldes migratoires totaux des régions. Il faut cependant rappeler que la migration interne pourrait évoluer en fonction d'une multitude de facteurs, notamment une modification de l'offre locale de services (hébergement, soins, loisirs, etc.), ou encore par un changement dans les préférences des individus.

Une exploitation plus détaillée et sur une plus longue période des données du FIPA pourrait permettre une analyse rétrospective documentant l'évolution de la migration des aînés. Comme le suivi longitudinal est possible avec cette source de données (Girard, 2006; St-Amour et Ledent, 2010), il serait également envisageable d'approfondir le phénomène des retours vers les régions d'origine. Ultimement, certaines explorations sur les migrations intra-MRC et les migrations de fin de vie permettraient aussi de mettre à profit la richesse de ces données.

RÉFÉRENCES

GIRARD, C. (2006). « Combien partent? Combien reviennent? Suivi des trajectoires migratoires des jeunes au Québec », *Données sociodémographiques en bref*, Vol. 10, n° 2, p. 1-4.

INSTITUT DE LA STATISTIQUE DU QUÉBEC (2009). *Perspectives démographiques du Québec et des régions, 2006-2056*, Québec, 132 p.

LACHANCE, J.-F. (2012). « La migration interrégionale au Québec en 2010-2011 », *Coup d'œil sociodémographique*, n° 13, 9 p.

LIAW, K.L. et NAGNUR, D.N. (1985). « Characterisation of Metropolitan Outmigration Schedules of the Canadian Population System: 1971-76 », *Canadian Studies in Population*, Vol. 12, p. 81-102.

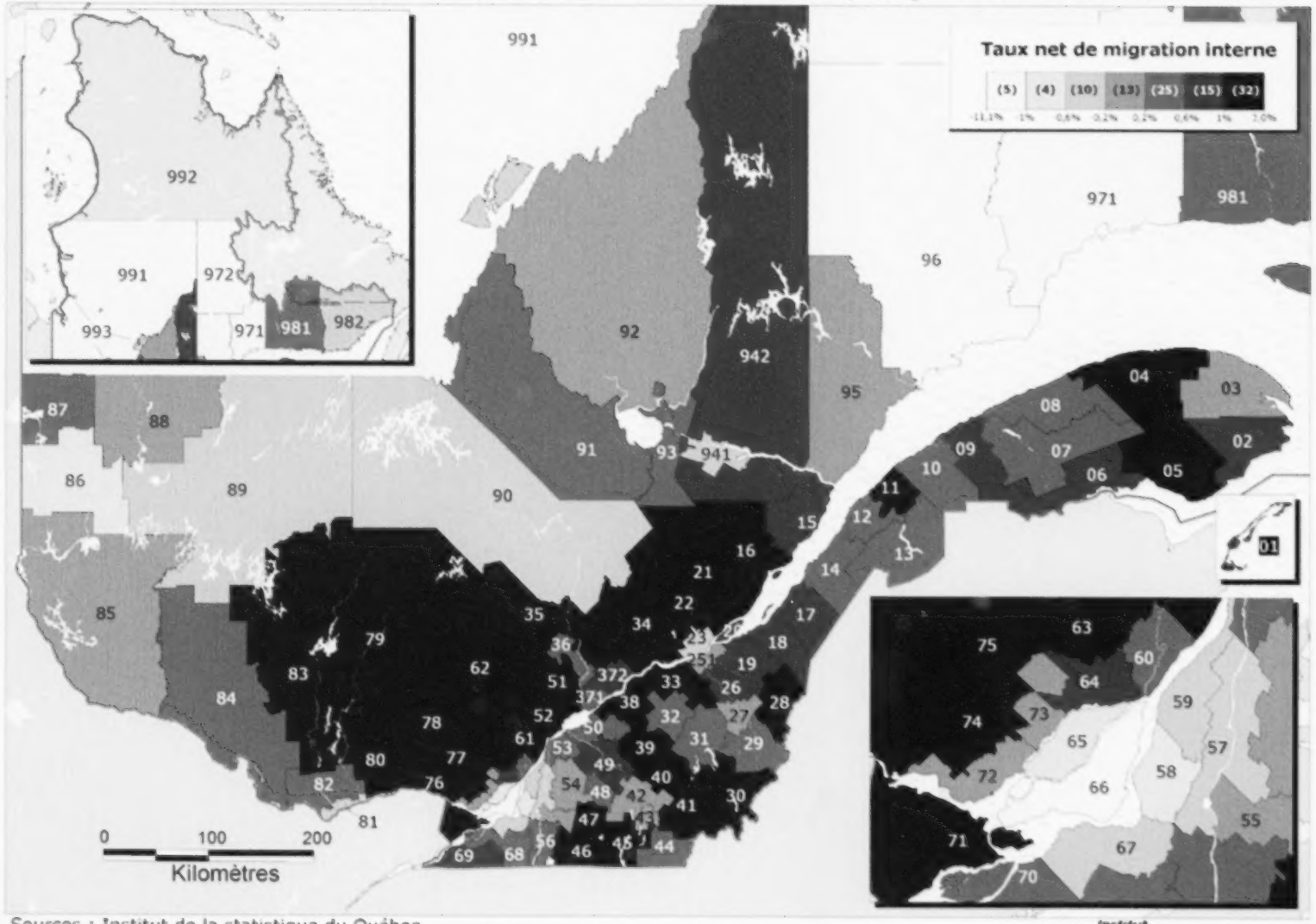
MALENFANT, É.C., A. LEBEL et L. MARTEL (2010). *Projections de la diversité de la population canadienne, 2006 à 2031* (n° 91-551-X au catalogue), Ottawa, Statistique Canada, 67 p.

RAYMER, J. et A. ROGERS (2006). « Applying Model Migration Schedules to Represent Age-Specific Migration Flows », *IBS Working Paper*, 35 p.

ROGERS, A., R. RACQUILLET et L. J. CASTRO (1978). « Model migration schedules and their applications », *Environment and Planning A*, Vol. 10, p.475-502.

ST-AMOUR, M. et J. LEDENT (2010). « Attraction et rétention des immigrants récents hors Montréal : une analyse longitudinale par cohorte d'arrivée au Québec (1992, 1996, 2000 et 2004) », *Cahiers québécois de démographie*, Vol. 39, n° 1, p. 59-90.

Figure A1. Taux net de migration interne par MRC, 55-64 ans, moyenne annuelle 2006-2011

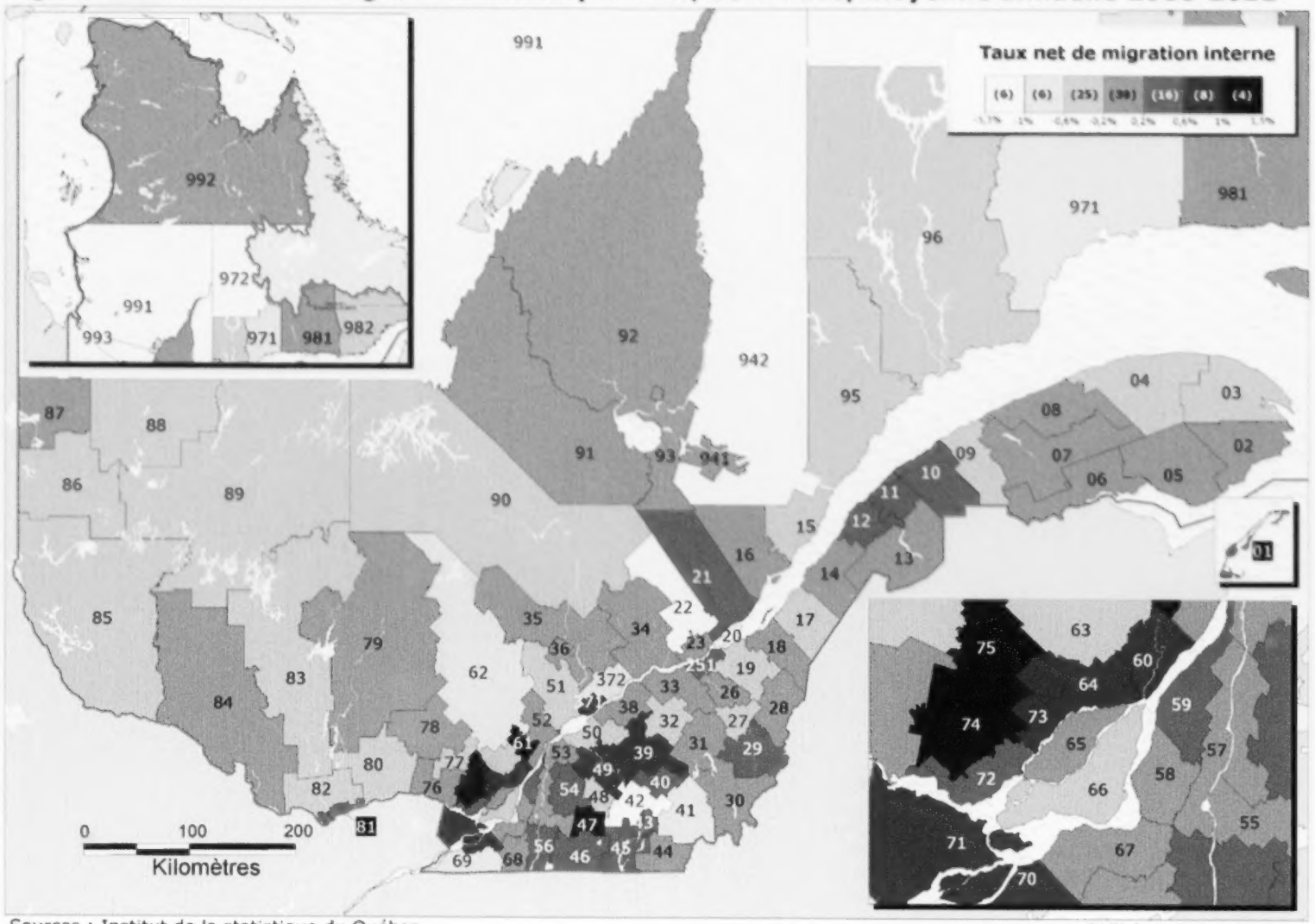


Sources : Institut de la statistique du Québec
Ministère des Ressources naturelles et de la Faune

Institut de la statistique Québec

Note : voir tableau A1 pour les noms et les valeurs associés aux MRC et TE.

Figure A2. Taux net de migration interne par MRC, 65-74 ans, moyenne annuelle 2006-2011

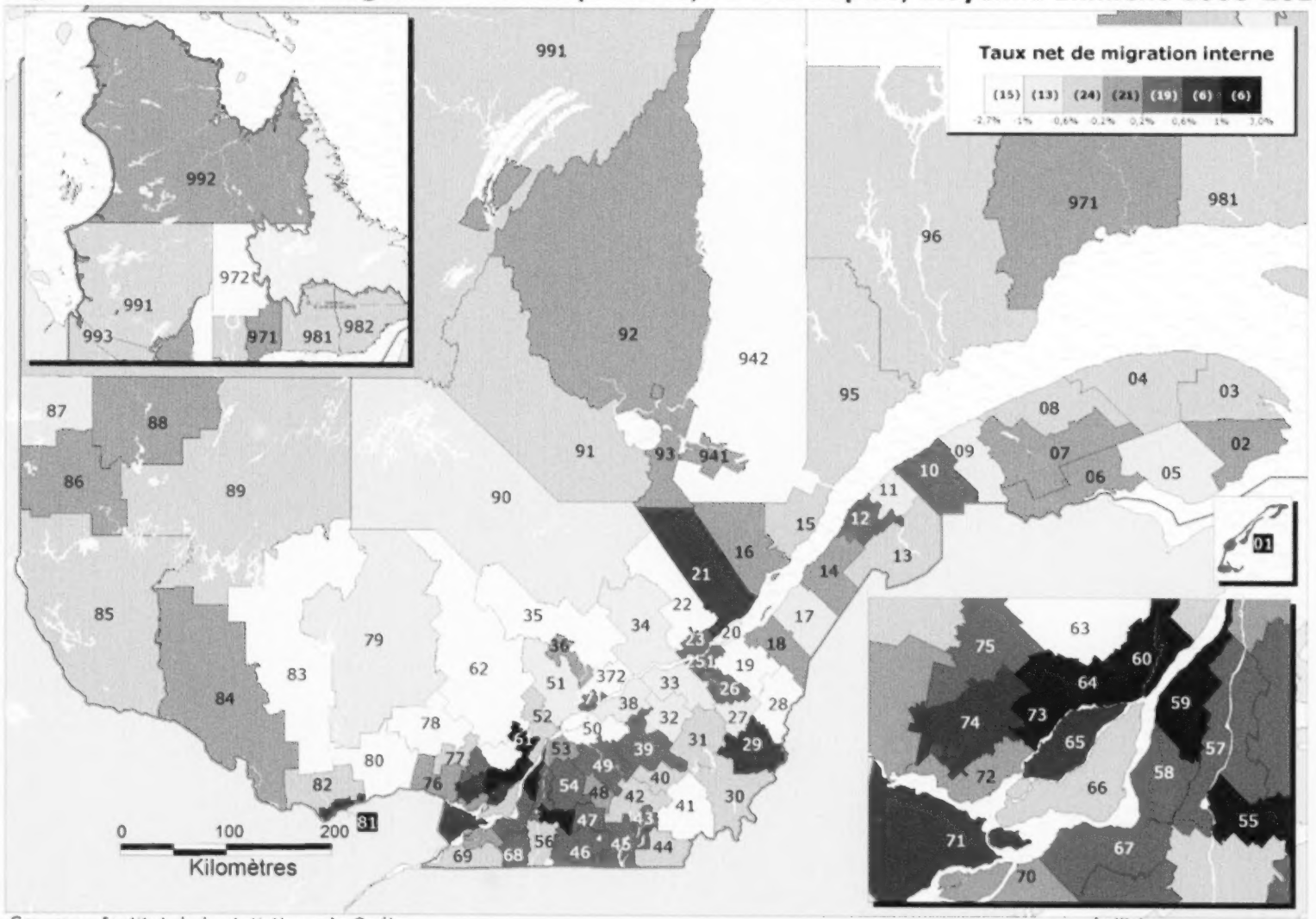


Sources : Institut de la statistique du Québec
Ministère des Ressources naturelles et de la Faune

Institut de la statistique Québec

Note : voir tableau A1 pour les noms et les valeurs associés aux MRC et TE.

Figure A3. Taux net de migration interne par MRC, 75 ans et plus, moyenne annuelle 2006-2011

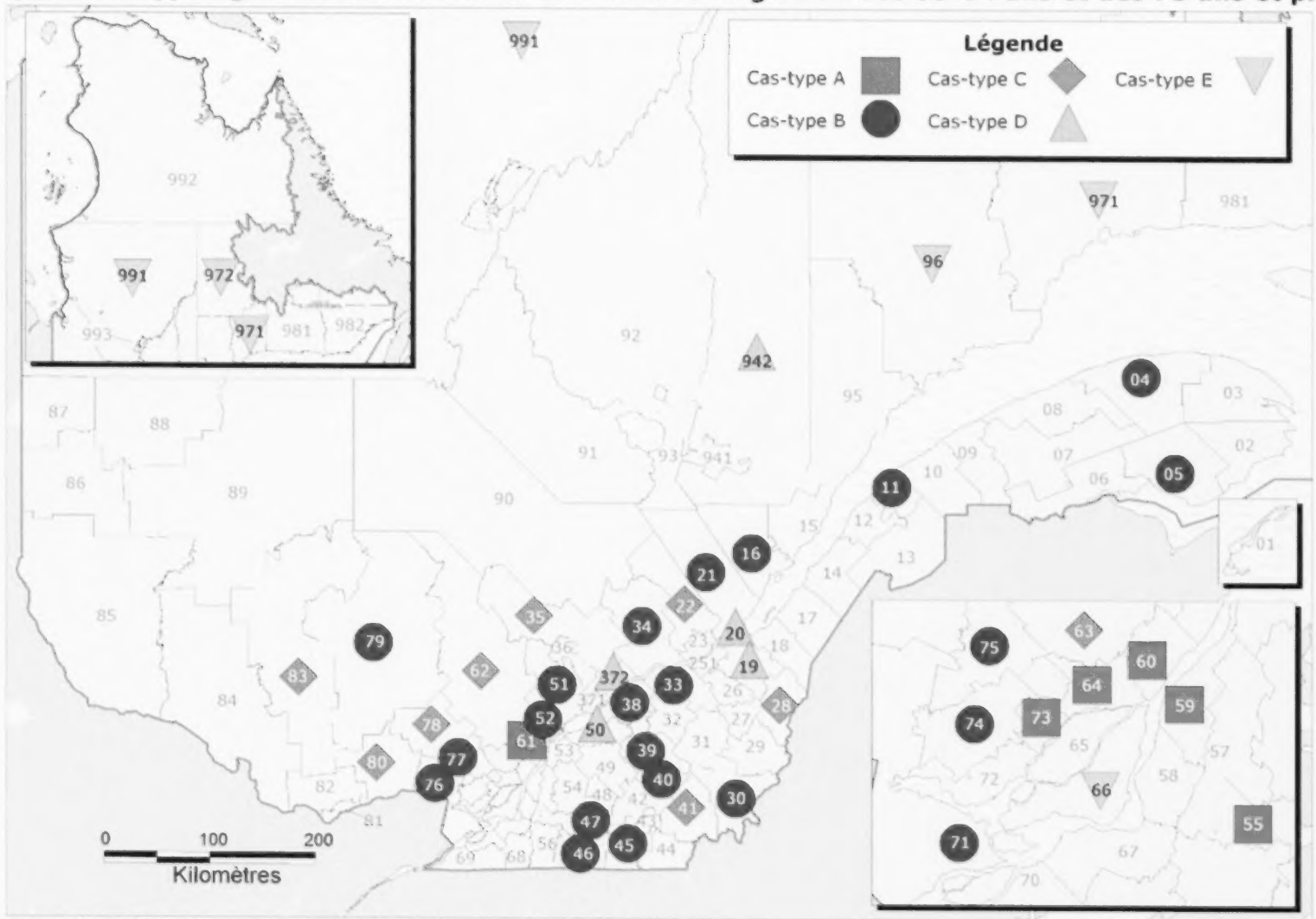


Sources : Institut de la statistique du Québec
Ministère des Ressources naturelles et de la Faune

Institut de la statistique Québec

Note : voir tableau A1 pour les noms et les valeurs associés aux MRC et TE.

Figure A4. Typologie des MRC selon les taux nets de migration des 55-64 ans et des 75 ans et plus



Note : Voir tableau A1 pour les noms et les valeurs associés aux MRC et TE.
Sources : Institut de la statistique du Québec ; Ministère des Ressources naturelles et de la Faune.

Institut de la statistique Québec

Note : voir tableau A1 pour les noms et les valeurs associés aux MRC et TE.

Tableau A1 Taux net de migration interne à 55-64 ans, 65-74 ans, 75 ans et plus et typologie associée, MRC et TE du Québec, moyenne annuelle 2006-2011

MRC	Nom	RA	Taux net de migration interne			Cas type
			55-64 ans	65-74 ans	75 ans et plus	
01	Les Îles-de-la-Madeleine	11	0,6	0,2	0,2	
02	Le Rocher-Percé	11	0,6	0,1	0,0	
03	La Côte-de-Gaspé	11	0,0	−0,3	−0,3	
04	La Haute-Gaspésie	11	1,4	−0,3	−0,5	B
05	Bonaventure	11	1,2	−0,1	−0,7	B
06	Avignon	11	0,8	0,1	0,2	
07	La Matapédia	01	0,5	−0,1	−0,1	
08	Matane	01	0,3	0,1	−0,3	
09	La Mitis	01	0,7	−0,5	−0,8	
10	Rimouski-Neigette	01	0,2	0,3	0,3	
11	Les Basques	01	1,4	0,5	−0,8	B
12	Rivière-du-Loup	01	0,6	0,3	0,3	
13	Témiscouata	01	0,5	0,1	−0,6	
14	Kamouraska	01	0,5	0,1	−0,1	
15	Charlevoix-Est	03	0,7	−0,2	−0,2	
16	Charlevoix	03	1,4	0,2	−0,2	B
17	L'Islet	12	0,8	−0,2	−1,0	
18	Montmagny	12	0,6	0,2	0,0	
19	Bellechasse	12	0,9	−0,4	−1,1	D
20	L'Île-d'Orléans	03	0,9	−1,3	−1,4	D
21	La Côte-de-Beaupré	03	1,0	0,3	1,0	B
22	La Jacques-Cartier	03	1,1	−1,4	−2,6	C
23	Québec	03	−0,3	0,1	0,3	
251	Lévis	12	0,0	0,2	0,6	
26	La Nouvelle-Beauce	12	0,6	0,2	0,2	
27	Robert-Cliche	12	0,1	−0,2	−0,9	
28	Les Etchemins	12	1,1	0,1	−1,0	C
29	Beauce-Sartigan	12	0,5	0,5	0,8	
30	Le Granit	05	1,1	−0,1	−0,2	B
31	Les Appalaches	12	0,5	0,1	−0,4	
32	L'Érable	17	0,3	−0,4	−1,0	
33	Lotbinière	12	1,1	−0,1	−0,7	B
34	Portneuf	03	1,1	0,1	−0,7	B
35	Mékinac	04	1,2	−0,1	−1,2	C
36	Shawinigan	04	0,6	0,2	−0,1	
371	Trois-Rivières	04	0,5	0,6	0,6	
372	Les Chenaux	04	0,7	−0,7	−1,6	D
38	Bécancour	17	1,3	0,1	−0,7	B
39	Arthabaska	17	1,1	0,8	0,6	B
40	Les Sources	05	1,2	0,5	−0,3	B
41	Le Haut-Saint-François	05	1,3	−0,7	−1,1	C
42	Le Val-Saint-François	05	0,1	−1,1	−0,4	
43	Sherbrooke	05	0,0	0,5	0,3	
44	Coaticook	05	0,4	0,2	−0,6	
45	Memphrémagog	05	2,3	0,2	0,3	B
46	Brome-Missisquoi	16	1,5	0,4	0,2	B
47	La Haute-Yamaska	16	1,2	1,0	0,5	B
48	Acton	16	0,2	−0,3	0,0	
49	Drummond	17	1,0	0,7	0,4	
50	Nicolet-Yamaska	17	0,3	−0,6	−1,1	D
51	Maskinongé	05	1,0	−0,4	−0,7	B
52	D'Autray	14	1,0	0,0	−0,5	B

Tableau A1 Taux net de migration interne à 55-64 ans, 65-74 ans, 75 ans et plus et typologie associée, MRC et TE du Québec, moyenne annuelle 2006-2011 (suite)

MRC	Nom	RA	Taux net de migration interne			Cas type
			55-64 ans	65-74 ans	75 ans et plus	
53	Pierre-De Saurel	16	0,3	0,1	−0,2	
54	Les Maskoutains	16	0,1	0,4	0,5	
55	Rouville	16	0,2	0,0	2,9	A
56	Le Haut-Richelieu	16	0,5	0,3	−0,5	
57	La Vallée-du-Richelieu	16	−0,3	0,1	0,6	
58	Longueuil	16	−0,8	−0,2	0,5	
59	Marguerite-D'Youville	16	−0,4	0,2	2,6	A
60	L'Assomption	14	0,2	1,0	1,2	A
61	Joliette	14	1,4	1,4	1,4	A
62	Matawinie	14	2,6	−0,8	−1,5	C
63	Montcalm	14	1,3	−0,6	−1,1	C
64	Les Moulins	14	0,6	0,8	1,5	A
65	Laval	13	−0,6	0,1	0,9	
66	Montréal	06	−1,1	−0,6	−0,5	E
67	Roussillon	16	−0,2	0,0	0,2	
68	Les Jardins-de-Napierville	16	0,3	−0,1	0,3	
69	Le Haut-Saint-Laurent	16	0,8	−0,8	−0,4	
70	Beauharnois-Salaberry	16	0,6	0,6	−0,1	
71	Vaudreuil-Soulanges	16	1,1	0,9	0,7	B
72	Deux-Montagnes	15	0,0	0,5	−0,1	
73	Thérèse-De Blainville	15	−0,1	0,8	2,0	A
74	Mirabel	15	1,7	1,4	0,6	B
75	La Rivière-du-Nord	15	1,6	1,3	0,6	B
76	Argenteuil	15	1,4	0,2	0,1	B
77	Les Pays-d'en-Haut	15	2,9	−0,4	−0,6	B
78	Les Laurentides	15	1,9	−0,2	−1,2	C
79	Antoine-Labelle	15	1,4	0,0	−0,8	B
80	Papineau	07	2,0	−0,5	−1,8	C
81	Gatineau	07	−0,5	0,3	0,8	
82	Les Collines-de-l'Outaouais	07	0,3	−0,4	−0,5	
83	La Vallée-de-la-Gatineau	07	1,5	−0,3	−1,0	C
84	Pontiac	07	0,6	−0,2	0,0	
85	Témiscamingue	08	0,2	−0,2	−0,4	
86	Rouyn-Noranda	08	−0,6	−0,4	0,1	
87	Abitibi-Ouest	08	0,2	0,1	−0,6	
88	Abitibi	08	0,1	−0,2	0,1	
89	La Vallée-de-l'Or	08	−0,6	−0,5	−0,4	
90	La Tuque	04	−0,3	−0,4	−0,9	
91	Le Domaine-du-Roy	02	0,2	0,0	−0,4	
92	Maria-Chapdelaine	02	0,2	0,0	−0,1	
93	Lac-Saint-Jean-Est	02	0,6	0,2	0,1	
941	Saguenay	02	−0,3	0,1	−0,1	
942	Le Fjord-du-Saguenay	02	0,8	−1,1	−1,2	D
95	La Haute-Côte-Nord	09	0,2	−0,5	−0,6	
96	Manicouagan	09	−1,3	−0,5	−0,5	E
971	Sept-Rivières	09	−1,3	−0,8	−0,2	E
972	Caniapiscau	09	−11,1	−5,2	−1,9	E
981	Minganie	09	0,2	−0,2	−0,4	
982	Le Golfe-du-Saint-Laurent	09	−0,6	−0,3	−0,2	
991	Jamésie	10	−2,3	−1,3	−0,3	E
992	Kativik	10	−0,7	−0,1	−0,2	
993	Eeyou Istchee	10	−0,5	−0,6	0,0	

Source : Régie de l'assurance-maladie du Québec, Fichier d'inscription des personnes assurées (FIPA).

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

TABLE RONDE : QUELLES DONNÉES POUR DÉCHIFFRER LE VIEILLISSEMENT DÉMOGRAPHIQUE?

ÉCHANGE ENTRE CHERCHEURS ET PRODUCTEURS DE DONNÉES

255 **Déchiffrer le vieillissement et ses impacts : les défis touchant la production et l'utilisation des données**

Animation
Marie-Thérèse Duquette, Fonds québécois de recherche sur la société et la culture

Participantes et Participants
Jacques Légaré, démographe, Université de Montréal
Pierre-Carl Michaud, économiste, École des sciences de la gestion, UQAM
Céline Le Bourdais, sociologue, Université McGill
Michel Grignon, économiste, Université McMaster
Nicole Lemieux, Institut de la statistique du Québec
Sylvie Michaud, Statistique Canada

DÉCHIFFRER LE VIEILLISSEMENT ET SES IMPACTS : LES DÉFIS TOUCHANT LA PRODUCTION ET L'UTILISATION DES DONNÉES

Sarah Fortin
Réseau canadien des Centres de données de recherche (RCCDR)

De quelles données disposons-nous pour déchiffrer le vieillissement démographique et anticiper son impact social et économique? C'est la question à laquelle une brochette d'experts a été conviée à répondre pour clore le colloque. Ce fut l'occasion de partager leurs réflexions sur les acquis et les limites de notre système d'information statistique pour l'étude du vieillissement ainsi que sur les stratégies à privilégier en matière de recherche et de données dans ce domaine. Aucun consensus n'est clairement ressorti de cette table ronde, mais plusieurs options ont été discutées et les grands enjeux ont été clarifiés. Ce chapitre résume les grandes lignes de ces échanges.

De quelles données disposons-nous pour déchiffrer le vieillissement démographique et anticiper son impact social et économique? C'est la question à laquelle une brochette d'experts, tant des chercheurs que des gestionnaires impliqués dans la production des données, a été conviée à répondre dans le cadre de la table ronde organisée pour clore en beauté deux journées d'un colloque déjà fort bien rempli.

Le démographe Jacques Légaré (Université de Montréal), la sociologue Céline LeBourdais (Université McGill) et les économistes Pierre-Carl Michaud (UQAM) et Michel Grignon (McMaster University) sont ainsi venus présenter leurs points de vue de chercheurs – au demeurant assez différents quoique complémentaires – tandis que Nicole Lemieux (Institut de la statistique du Québec) et Sylvie Michaud (Statistique Canada) ont abordé la question du point de vue des organismes gouvernementaux chargés de réaliser un grand nombre des enquêtes qui fournissent aux chercheurs les données indispensables à leur travail. Ce fut l'occasion de partager leurs réflexions sur les acquis et les limites de notre système d'information statistique pour l'étude du vieillissement ainsi que sur les stratégies à privilégier pour nous aider à en relever les nombreux défis. Même si ce genre de question est pertinent en tout temps, y répondre prenait sans doute une importance inhabituelle dans le contexte du jour, alors qu'on avait appris, seulement quelques mois auparavant, la décision du gouvernement fédéral d'abolir le formulaire long et obligatoire du recensement.

Sans conteste, les panélistes avaient en commun un attachement profond pour la connaissance et étaient animés par le désir partagé que cette connaissance serve le bien commun. Ils s'entendaient également sur le fait que les données statistiques sont une source incontournable pour alimenter cette connaissance; cette communauté d'esprit était aisément perceptible lors de leurs présentations et de leurs échanges. Les interventions de ces chercheurs ou gestionnaires fort expérimentés révélaient également une compréhension fine de l'infrastructure de recherche en statistiques sociales présentement en place au Canada et des défis qui la guettent.

Malgré ces caractéristiques communes, aucun consensus n'est clairement ressorti de la table ronde, notamment en ce qui concerne l'orientation stratégique qu'il convient de privilégier au cours des prochaines années. Mais plusieurs pistes ont été explorées et les grands enjeux ont été clarifiés. Ce texte résume les grandes lignes de ces échanges.

JACQUES LÉGARÉ : CIBLER LES « VIEUX-VIEUX »

Jacques Légaré a lancé la discussion en critiquant avec force le retard du Canada à prendre le virage du vieillissement, tant en ce qui concerne les enquêtes statistiques que l'adaptation des institutions sociales et de santé. Certains efforts ont été faits, mais ils sont nettement insuffisants à son avis, s'insurgeant contre le fait que les jeunes, les travailleurs, les entreprises et les financiers ont encore préséance sur les personnes âgées ou retraitées. Selon lui, le Canada n'est pas prêt à relever le défi du changement démographique qui a cours présentement et il en veut pour preuve la priorité accordée aux obstétriciens plutôt qu'aux gériatres, aux spécialistes plutôt qu'aux généralistes, au principe de guérison (*cure*) plutôt qu'aux soins (*care*), aux soins institutionnels plutôt qu'à ceux offerts à domicile, à la modernisation des hôpitaux plutôt qu'à la qualité des soins, à l'éducation postsecondaire ou à la petite enfance plutôt qu'à la santé des aînés.

C'est un virage à 180 degrés dont le Canada a besoin, a-t-il argué, à l'instar de celui réalisé par d'autres pays, par exemple le Japon, les États-Unis, l'Europe et l'Irlande qui ont mis en place des enquêtes longitudinales ambitieuses. Bien que les chercheurs canadiens peuvent utiliser diverses enquêtes transversales portant sur d'autres sujets (par exemple l'*Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes* ou l'*Enquête sur la population active*) pour avoir un portrait de la situation des aînés sur diverses questions (par exemple la participation au marché du travail), ces avenues de recherche sont un pis-aller insuffisant, notamment parce qu'elles ne permettent pas d'investiguer la situation des personnes du 4e âge (85 ans et plus) – qui composent sans doute le groupe le plus à risque – ni celles des personnes âgées vivant en milieu institutionnel. Louable, le lancement de l'*Enquête longitudinale canadienne sur le vieillissement* ne permet pas non plus de combler ce vide, car on y a favorisé une approche clinique de la question, au détriment des dimensions socioéconomique et démographique.

En plus d'avoir une enquête ciblant spécifiquement les personnes âgées, il a recommandé de procéder à un suréchantillonnage des plus vieux et d'envisager la constitution d'un registre des résidences pour personnes âgées en perte d'autonomie pour pallier l'absence totale d'information sur ces groupes. Finalement, pour faciliter l'utilisation des données administratives et leur appariement avec les données d'enquête, il a suggéré de revoir la procédure par laquelle on demande aux répondants de permettre leur utilisation.

PIERRE-CARL MICHAUD : LES ENQUÊTES LONGITUDINALES

Tout en abordant la question dans une perspective de comparaisons internationales, Pierre-Carl Michaud a fait écho aux propos de Jacques Légaré, en soulignant le consensus qui existe parmi les chercheurs sur l'importance d'avoir des données canadiennes qui permettent de mieux comprendre l'impact du vieillissement de la population.

Au contraire d'autres panélistes, il a toutefois mis en doute la pertinence d'une stratégie misant sur les données administratives. Selon lui, trop de questions importantes ne peuvent être étudiées par cette méthode. D'ailleurs, plusieurs pays qui avaient adopté cette approche sont en train de reculer et de revoir leur décision. Il recommande pour sa part d'investir dans les enquêtes longitudinales dont il a vanté la valeur ajoutée, rappelant qu'environ 700 études ont été publiées dans le cadre de l'*Enquête européenne sur le vieillissement* (Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe, SHARE) et plus de 3 000 dans le cadre de l'enquête américaine (Health and Retirement Study, HRS).

Selon lui, il est tout à fait possible de réaliser une enquête semblable au Canada à relativement peu de frais. Ceci exigerait un investissement annuel de l'ordre d'environ cinq millions de dollars pour 15 000 répondants, une somme qui demeure assez modeste à ses yeux à l'aune des résultats qui en découlent, et surtout des défis importants que la société aura à relever dans la foulée du vieillissement, et qui commandent de mieux documenter le phénomène. Encore faut-il que cette enquête soit construite de manière à pouvoir être utilisée dans une perspective comparée, une priorité selon lui. Trop souvent, les enquêtes canadiennes ont été construites en silo, de sorte que leurs résultats ne peuvent être comparés à ceux d'autres grandes enquêtes

internationales. Cette façon de faire doit être corrigée : il faut aborder le problème sous l'angle de la recherche, pas seulement sous celui de la simple collecte de données.

Faute d'une telle enquête, les économistes qui s'intéressent au vieillissement doivent se rabattre sur diverses enquêtes transversales, dont la taille de l'échantillon pour les personnes de plus de 50 ans est relativement petite, ou doivent imputer des données pour les variables manquantes (par exemple l'épargne accumulée), une situation qui nuit à la qualité des études ainsi réalisées et par conséquent à leur publication dans les revues savantes les plus prestigieuses. Les chercheurs universitaires devant composer avec des impératifs de publication très exigeants, il n'est pas étonnant dans ce contexte de constater que les chercheurs canadiens utilisent peu les ressources disponibles.

CÉLINE LE BOURDAIS : LA NÉCESSITÉ DE LA CONTINUITÉ

Céline LeBourdais s'est pour sa part attardée aux données d'enquêtes existantes. Partant de son expertise sur la famille, elle a rappelé que l'instabilité conjugale des familles canadiennes au cours des deux dernières décennies risque d'avoir un impact important sur le réseau social dont disposeront les aînés en perte d'autonomie à l'avenir. Nous savons déjà que le réseau d'aide informelle compte pour une proportion très importante de l'aide que reçoivent les personnes âgées en perte d'autonomie, et nous savons aussi que ce réseau sera crucial pour le bien-être des *baby-boomers* au cours des prochaines années. Mais nous en savons peu sur la résilience de ce réseau à la suite des changements dans les trajectoires familiales, que ce soit la séparation et le divorce des parents, la constitution de nouveaux ménages et l'arrivée d'enfants d'un deuxième lit.

Dans ce nouveau contexte, il est primordial de mieux documenter les changements de comportements des enfants envers leurs parents en perte d'autonomie : comment le divorce des parents influence-t-il l'engagement de leurs enfants et le niveau d'aide qu'ils recevront de leur part le cas échéant? À ce sujet, les résultats sont mitigés à l'échelle internationale. Ainsi, en Angleterre, le British Panel Houdehold Survey n'a montré aucun effet, tandis qu'une autre enquête aux Pays-Bas, la Netherland Kinship Study, a révélé des effets très négatifs.

Le problème au Canada, selon elle, tient non seulement au fait qu'on ne dispose pas d'une enquête longitudinale qui permettrait d'éclairer les parcours de vie des adultes, mais aussi au fait que les questions posées dans les enquêtes transversales disponibles sont inconsistantes d'une année à l'autre, de sorte qu'elles ne peuvent servir pour des recherches rétrospectives sur le long terme. La nouvelle *Enquête longitudinale et internationale sur les adultes* (ELIA) semble prometteuse, mais le premier cycle a surtout porté sur l'éducation et le travail, et on ne sait pas encore sur quoi portera le second.

Par ailleurs, elle a noté que la politique d'austérité adoptée par le gouvernement fédéral a permis de révéler le caractère problématique de la très forte dépendance des chercheurs canadiens à Statistique Canada. Contrairement à ce qui se passe ailleurs, où de nombreuses enquêtes sont réalisées par d'autres organisations que les agences statistiques publiques, le Canada est presque entièrement tributaire du travail de Statistique Canada. Dans le contexte budgétaire actuel, cette dépendance pourrait avoir des effets dévastateurs, et ce d'autant plus que les coupes annoncées par le gouvernement fédéral touchent l'agence statistique canadienne directement, en réduisant son budget, et indirectement, en réduisant aussi le budget de certains ministères, tel Ressources humaines et Développement des compétences Canada, qui financent bon nombre de ses enquêtes. Elle s'est dite très inquiète pour l'avenir.

MICHEL GRIGNON : LES DONNÉES ADMINISTRATIVES

C'est la richesse des données administratives dans le domaine de la santé qui a retenu l'attention de Michel Grignon. De prime abord complexes à utiliser et exigeant par conséquent un investissement en temps relativement important de la part du chercheur, elles offrent toutefois un riche potentiel d'information. Mais ce potentiel serait pleinement mis à profit, a-t-il fait valoir, si certaines restrictions liées aux règles de confidentialité étaient levées et si on pouvait y appareiller les données de l'état civil. En matière de confidentialité, il est parfois difficile de comprendre pourquoi certaines données sont restreintes, l'identifiant médecin ou l'identifiant patient par exemple. En levant ce genre de restriction, les chercheurs seraient plus à même d'examiner l'impact d'un traitement donné sur la santé du patient et sur son utilisation ultérieure des services

de santé. Dans le même ordre d'idées, l'intégration des données de l'état civil permettrait d'apporter un éclairage nouveau sur le fonctionnement du système de santé et de mieux apprécier les coûts et les bénéfices des interventions relativement aux taux de survie et de mortalité.

Ainsi utilisées, les données administratives permettraient de faire de la recherche longitudinale par défaut, sur un petit nombre de variables sans doute, mais dans la très longue durée. Dans la mesure où elles étaient disponibles pour toutes les provinces, elles permettraient également de réaliser des analyses comparatives extrêmement intéressantes. En effet, compte tenu de la similarité institutionnelle, culturelle et sociales des provinces canadiennes, on pourrait identifier les facteurs propres à une province expliquant des résultats anormaux, par exemple un taux de survie plus faible ou plus grand pour une maladie donnée.

Contrairement à ses collègues, l'économiste de McMaster a mis en doute l'utilité et la pertinence des études longitudinales en sciences sociales. Selon lui, ce type d'enquête est particulièrement indiqué dans le cadre de recherches épidémiologiques, ce qui n'est pas toujours nécessaire en sciences sociales où de plus petites enquêtes comptant moins de variables et de plus petits échantillons pourraient souvent suffire. Faisant écho aux préoccupations de Céline Le Bourdais concernant la dépendance des chercheurs canadiens envers Statistique Canada, Grignon s'est fait l'apôtre de l'autonomie des chercheurs qui devraient selon lui construire leurs propres enquêtes, plus petites, mais adaptées à leurs besoins et élaborées selon des protocoles scientifiques rigoureux. Cette approche pourrait être particulièrement utile pour mieux documenter les effets découlant de l'introduction de nouvelles politiques publiques.

NICOLE LEMIEUX ET SYLVIE MICHAUD : MIEUX EXPLOITER LES DONNÉES DISPONIBLES

La table ronde s'est terminée avec les commentaires des deux représentantes des instituts statistiques du Québec et du Canada qui ont abordé des thèmes semblables : entre autres, celui du coût des enquêtes et celui de la sous-utilisation des données existantes.

Nicole Lemieux de l'ISQ a d'abord rappelé que l'agence québécoise utilise les enquêtes réalisées par Statistique Canada pour creuser et approfondir la portée locale et régionale des données ainsi collectées. L'Institut s'est aussi intéressé aux enquêtes longitudinales (on en veut pour preuve la réalisation de l'*Enquête longitudinale sur le développement des enfants*, ELDEQ) et on a même envisagé d'adapter pour le Québec l'*Enquête internationale sur le genre et les générations* (Gender and Generation Survey), mais le coût prohibitif de ce genre d'enquête limite sévèrement les possibilités. Pour arriver à en financer, il faudrait réussir à fédérer les besoins des différents ministères et organismes québécois dont la contribution compte pour environ 50 % du budget de l'Institut.

Mais elle a surtout insisté sur le fait que les données présentement disponibles sont encore largement sous-utilisées et qu'il faut chercher à mieux exploiter les enquêtes dont nous disposons déjà. À ce titre, elle a annoncé la création d'un nouveau site Web afin de tirer profit de données trop peu ou même jamais analysées[1].

Elle a convenu comme les autres panélistes que les données administratives avaient aussi un riche potentiel, soulignant que l'ISQ travaillait activement à en améliorer l'accès et à permettre l'appariement avec les données d'enquête, tout en respectant les impératifs de confidentialité liant à la fois l'Institut et les différents ministères.

Sylvie Michaud de Statistique Canada a aussi souligné combien le panier d'enquêtes présentement disponibles était important, passant en revue les sources de données qui permettent déjà d'analyser les enjeux liés au vieillissement. Ainsi, le volet ciblé de l'*Enquête sur la santé des collectivités canadiennes* (annuelle) portait spécifiquement

1. La « Vitrine sur le vieillissement » est accessible à www.bdso.gouv.qc.ca/docs-ken/flex/ken_tbl_bord_0001/tbl_bord_index.html.

sur le vieillissement en santé en 2009. Ce thème sera réexaminé sur une base régulière à l'avenir, mais selon une périodicité non encore déterminée. Sans y être spécifiquement consacrés, l'*Enquête sociale générale* (annuelle) comporte également bon nombre d'information touchant des enjeux connexes (par exemple sur la génération « sandwich », l'utilisation du temps ou le bénévolat), tout comme l'*Enquête sur la population active* (mensuelle), l'*Enquête sur les dépenses des ménages* (annuelle) et l'*Enquête sur la sécurité financière* (sporadique), dont le prochain cycle sera réalisé en septembre 2012 avec un échantillon d'environ 20 000 personnes, et qui permettra de tracer un portrait du bien-être financier des familles en général, des personnes âgées en particulier (avoirs, dettes, patrimoine). Et il y a bien entendu la nouvelle *Enquête nationale sur la population*, qui remplace le formulaire long et obligatoire du recensement, aboli l'an dernier, et l'*Enquête longitudinale et internationale sur les adultes* (ELIA), qui recueille des renseignements sur la population adulte dans les domaines du marché du travail, de l'apprentissage, de la formation et de la famille. Comme pour plusieurs autres enquêtes, elle a noté que Statistique Canada est présentement en période de consultation pour le deuxième cycle de cette enquête. Mais elle a rappelé que les contraintes budgétaires avec lesquelles son organisation doit présentement composer coloreront les décisions à venir.

Tout comme sa vis-à-vis de l'ISQ, elle s'est aussi dite d'accord avec l'utilisation des données administratives, une filière que Statistique Canada s'efforce de développer, mais elle a également souligné que les modèles de micro-simulation (e.g. Life-path, demosim) sont une autre avenue qui devrait être plus souvent empruntée. Pour surmonter les difficultés liées à leur utilisation, notamment la définition d'hypothèses de départ adéquates, des partenariats avec les chercheurs devraient être développés.

CONCLUSION

À l'heure où la société québécoise amorce une période de vieillissement accéléré qui se poursuivra au cours des 20 prochaines années, la question de savoir quelles données sont disponibles ou seront nécessaires pour pouvoir déchiffrer ce phénomène démographique et y faire face, que ce soit pour adapter les soins de santé et les services sociaux ou le marché du travail, est fondamentale. Cette table ronde a permis de mieux cerner les atouts et les lacunes des enquêtes actuelles et les défis qui nous attendent dans le domaine de la recherche sur le vieillissement.

Pour les chercheurs, l'accessibilité aux données, notamment aux données administratives, et la qualité de ces données ont été des leitmotivs durant les échanges. Faute de réaliser une enquête longitudinale portant spécifiquement sur les personnes âgées avec suréchantillonnage des plus vieux, un consensus s'est dégagé relativement à l'importance d'assurer la continuité des questions d'un cycle à l'autre d'une enquête de manière à permettre des analyses dans la plus longue durée. Les représentantes des agences statistiques ont plutôt insisté sur l'éventail des données et enquêtes présentement disponibles et sur la nécessité de mieux utiliser cet acquis. Mais la question de l'accessibilité était également une priorité pour elles, même si elles n'ont pas manqué de rappeler les règles de confidentialité et de protection de la vie privée auxquelles les agences statistiques sont soumises et avec lesquelles elles doivent composer.

Le contexte d'austérité budgétaire dans lequel tant l'ISQ que Statistique Canada se trouvent présentement ne laisse guère présager la mise sur pied d'une nouvelle enquête longitudinale à caractère socioéconomique comme souhaité par plusieurs chercheurs. Mais si la qualité des échanges au cours de cette table ronde est indicative, peut-être l'avenir de la recherche en matière de vieillissement n'est-il pas si sombre. Puisque les uns se sont engagés à consulter et les autres à participer, on peut penser qu'on réussira à concilier les besoins de la recherche et les contraintes financières des organismes statistiques. Il faut le souhaiter.

Alors que se confirme la perspective d'un doublement de la population de 65 ans et plus entre 2006 et 2031, de nombreuses interrogations perdurent quant aux adaptations que nécessitera le phénomène du vieillissement démographique, tant de la part des individus que de la société en général. Afin d'approfondir la réflexion autour des enjeux de ces transformations rapides, l'Institut de la statistique du Québec, en collaboration avec le Centre interuniversitaire québécois des statistiques sociales, a réuni en mai dernier plusieurs spécialistes d'horizons disciplinaires variés, provenant du milieu académique ou des ministères et organismes gouvernementaux. La publication des actes de ce colloque vise à assurer une large diffusion des fruits de cette réflexion autour d'un phénomène qui aura des effets dans tous les secteurs de la société.

Intitulé *Le vieillissement démographique : de nombreux enjeux à déchiffrer*, cet ouvrage couvre un large éventail de sujets. Les multiples enjeux associés au retrait de la vie active sont d'abord analysés au regard de comportements associés à l'âge à la retraite, à la planification financière et aux conditions économiques des personnes aînées. Le rôle et la qualité des réseaux sociaux et d'entraide pour les personnes aînées vivant à domicile ainsi que la croissance des dépenses de santé dans le contexte du vieillissement de la population sont ensuite examinés. Le marché de l'habitation et la migration infraprovinciale des personnes aînées sont également explorés. Le colloque a aussi donné lieu à des échanges fructueux sur l'importance des données statistiques afin de mieux éclairer les enjeux associés au vieillissement démographique. La synthèse des débats de cette table ronde clôt cette publication.

La qualité des travaux de recherche qui sous-tendent les différents chapitres et la diversité des perspectives font de cette publication un outil essentiel pour ceux et celles qui veulent prendre la mesure des enjeux associés au vieillissement démographique.

Institut de la statistique Québec

CIQSS | QICSS